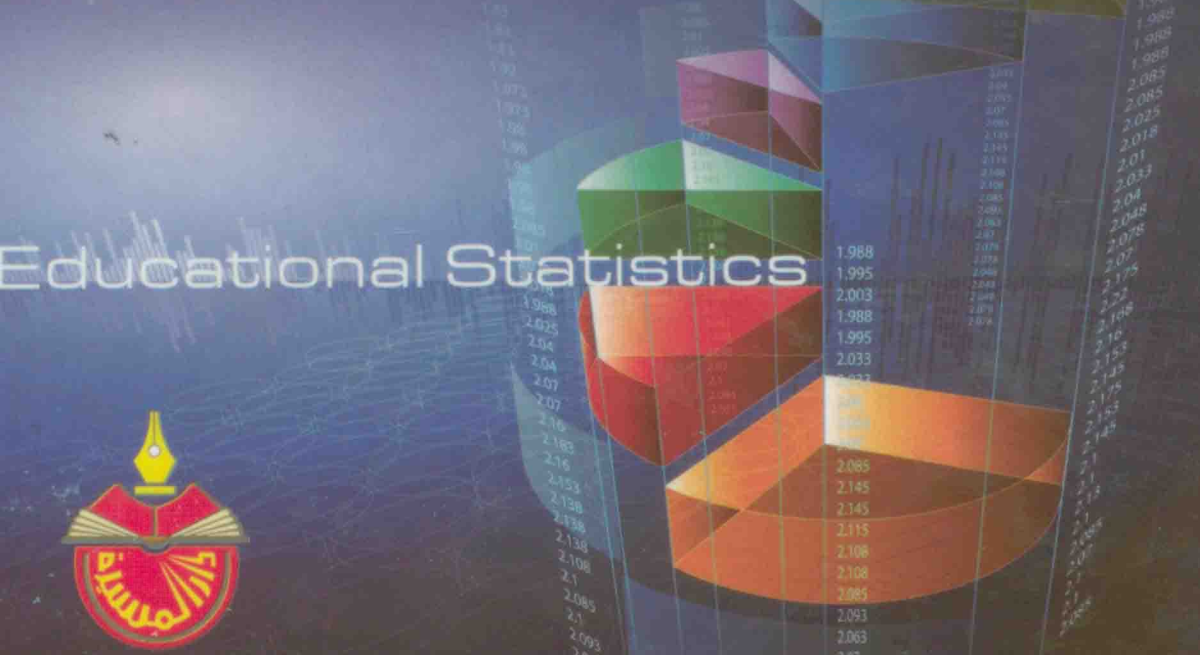
الإحصاء التربوي

تطبيقات باستخدام الرزم الإحصائية للعلوم الإجتماعية

الأستاذ الدكتور
عبدالله فلاح المنيزل
كلية العلوم التربوية - الجامعة الأردنية

الدكتور
عايش موسى غرايبة
كلية العلوم التربوية - الجامعة الأردنية



الفهرس

مقدمة

يعتبر الاحصاء في كثير من الاحيان اداة من الادوات التي يستخدمها معظم الناس في حياتهم وعملهم اليومي. فالمتنبأ الجوي والاقتصادي والطبيب والتاجر والمزارع والموظف والباحث.....الخ يستخدمون الاحصاء. وفي مجال العلوم النفسية والتربوية فإن اكثر البحوث تقوم على عمليات التحليل الاحصائي، بل إن الابحاث الاولى في ميدان علم النفس التربوي اعتمدت على الاحصاء في الكشف عن العلاقات بين الظواهر النفسية والتربوية وهذه الابحاث التي استخدم فيها الاحصاء هي التي مهدت فيما بعد للابحاث التجريبية في ميدان علوم النفس والتربية. وكذلك فإن الباحث في مجال العلوم الانسانية والتربوية وغيرها من العلوم يطور أدواته أحياناً لقياس السمات أو الظواهر النفسية او التربوية. وهذه الادوات بحاجة إلي الاحصاء للتعرف على خصائصها السيكومترية كالصدق والثبات، فالاحصاء يقوم بهذه الوظيفة بالاضافة إلى ذلك فإن أي متخصص في أي مجال من مجالات العلوم لا بدّ وأن يكون ملماً بالاحصاء وقوانينه وقواعده وذلك إذا اراد هذا الشخص أن يطلع على ما هو جديد في مجال تخصصه وعادة لا يستطيع أن يطلع على ما هو جديد. إلاّ إذا اطلع على الدوريات التي تنشر الابحاث الجديدة، واذا نظرنا إلى هذه الدوريات نجد أنها مليئة بالجداول والرسوم البيانية والمعالجات والتحليلات الاحصائية، من هنا جاء قولنا بأن الاحصاء ضروري لكل فرد ولكل عالم وباحث.

وشعوراً من المؤلفين بالحاجة إلى كتاب يكون وسيلة مبسطة بأيدي الطلبة الجامعيين جاء هذا الكتاب وقد حاول المؤلفان أن يكتبا المادة بالطريقة التي تدرس فيها في غرفة الصف، ليسهل تعلمها وفهمها، فلذا فقد أكثرنا من الامثلة المحلولة وكيفية قراءتها وتحليلها وتفسيرها، وبالاضافة إلى ذلك فقد تلى كل فصل من فصول الكتاب مسائل محلولة باستخدام الرزمة الاحصائية في العلوم الانسانية(SPSS)، وقد تم توضيح الطرق التي تستخدم في ادخال البيانات وتحليلها وكيفية قراءتها وتفسيرها.

يتكون هذا الكتاب من تسعة فصول، عالج الفصل الاول موضوع مفهوم الاحصاء الوصفي والاحصاء التحليلي أو الاستدلالي وبعض المفاهيم المرتبطة بالاحصاء كالمجتمع والعينة والمتغيرات وانواعها والمقاييس وانواعها.

· وتناول الفصل الثاني كيفية تنظيم البيانات المجموعة عن ظاهرة ما بالاشكال والخطوط البيانية والجداول التكرارية .

كما تناول الفصل الثالث والرابع والخامس كيفية معالجة هذه البيانات احصائياً باستخدام مقاييس النزعة المركزية والتشتت ومقاييس الموقع كالمئينات والرتب المئينية والمنحنى الطبيعي ومفهومه واستخدامه.

واهتم الكتاب بالفصل السادس بالعلاقة بين المتغيرات فتم عرض الكثير من معاملات الارتباط وكيفية حسابها وتفسير نتائجها كما عالج الانحدار الخطي كأسلوب من الاساليب التي تستخدم في عمليات التنبؤ بالظواهر بناء على العلاقات التي توجد بينها.

وقد تناول الفصل السابع والثامن والتاسع مبادىء الاحصاء الاستدلالي او التحليلي فتناول مفهوم الفرضية وانواع الفرضيات وكيفية كتابة الفرضيات وكيفية فحص الفرضيات المتعلقة بمتوسط واحد ومتوسطين لعينتين مستقلتين ولعينتين مترابطتين او معتمدتين.

واذا كان الاحصاء مفاهيم افتراضية وتقسيرية قبل ان يكون مجرد اساليب وعمليات رياضية، فإن من مزايا هذا الكتاب محاولته التركيز على المفهوم الاحصائي والمعنى المستخلص من نتائج التحليل بالدرجة الاولى. وتأتي الاساليب والعمليات الرياضية بعد ذلك كوسائل لتوضيح المعنى والمفهوم.

واننا نرجو الله أن يكون هذا الكتاب ذا فائدة لطلبتنا الاعزاء والباحثين في مسعاهم لتحقيق مستويات كفاية عالية وبلوغ ما يتطلعون اليه من اهداف. والله الموفق.

المؤلفان

الفصل الأول

مدخل الى دراسة الاحصاء

مدخل الى دراسة الاحصاء

1 : 1 تمهيد

أن كلمة الاحصاء (Statistic) تعني معاني مختلفة للأشخاص المختلفين. فالمتنبأ الجوي يستخدم الاحصاء، مثل ان درجة الحرارة لهذا اليوم اعلى من المتوسط العام للعام الماضي. او أن كمية الأمطار الهاطلة هذه السنة اقل من معدل الهطول للاعوام الماضية، وكذلك الرياضي يستخدم الاحصاء، فيقدم تقريراً عن عدد الاهداف التي سجلها كل فريق وعدد ضربات الجزاء.. وغير ذلك كذلك فإن الرياضيين والباحثين يتكلمون عن الاحصاء بطرق مختلفة، فالرياضيون يعتبرونه فرعاً من الرياضيات، اما الباحثون فهم يناقشون الاحصاءات الملاءمة لتحليل النتائج في بحث ما. فهل كل هؤلاء الناس يستخدمون كلمة الاحصاء بنفس الطريقة؟ إن الاجابة بالضبط لا، ولكن كل واحد من هؤلاء يستخدم الاحصاء في مجاله بطريقة صحيحة، فالمتنبأ الجوي والرياضي يستخدمان الاحصاء لوصف حالة الطقس او لوصف سير لعبة كرة القدم، واما الرياضيون فيستخدمون الاحصاء لتعريف نظرية ما والطرق التي تستخدم لتحليل البيانات ولكننا في هذا الكتاب نهتم بالاحصاء في العلوم التربوية والانسانية فما معنى الاحصاء؟ وما دوره في العلوم التربوية والانسانية؟

كلمة الاحصاء بالنسبة للباحثين في العلوم النفسية والتربوية تعني الطرق والاجراءات التي يستخدمها الباحث في محاولته لفهم بيانات عن ظاهرة ما. والبيانات (Data) تتكون من معلومات (Information) وفي الغالب فان هذه البيانات كمية تمثل وصفاً للظاهرة بلغة الكم. فاذا اردنا ان نقيس مستوى القلق من الامتحان عند مجموعة من الافراد، فان البيانات يجب ان تكون عبارة عن درجات على مقياس القلق، ونحن نستخدم الاحصاء لوصف وفهم هذه الدرجات التي تعبر عن مستوى القلق.

وقد كان للاحصاء الدور الاكبر في تقدم العلوم الاجتماعية والتربوية والنفسية، فهذه العلوم تستخدم الاحصاء لتفسير نتائج الابحاث والدراسات بعد تحليل هذه البيانات بالطرق الاحصائية المناسبة.

والاحصاء يقدم للمشتغلين في هذه العلوم احياناً أدلة تجريبية تستخدم لدعم او دحض النظريات، وعلى هذا فيمكن تعريف الاحصاء بإنه علم يبحث في جمع البيانات وتنظيمها وعرضها في جداول او تحليلها واستنتاج النتائج، ومن ثم اتخاذ القرارات المناسبة. وربما نعتبر الاحصاء بأنه طريقة منظمة تسير في خطوات متسلسلة بدءاً من جمع البيانات عن

الظاهرة، ثم وصف هذه الظاهرة، او تحليل البيانات المتجمعة وفق قواعد وقوانين احصائية خاصة، واتخاذ القرارات المناسبة، وغالباً ما تكون هذه القرارات على شكل تعميمات، او تقديرات وذلك من اجل التنبأ أو لرفض الفرضيات الاحصائية او عدم رفضها.

ويقسم الاحصائيون الاحصاء الى قسمين:

1 - **الاحصاء الوصفي**: وهو يهدف الى وصف مجموعة من البيانت عندما تتوفر، ويركز هذا النوع من الاحصاء على وصف الظاهرة وربما تصنيفها وذلك من خلال استخدام الرسوم والاشكال البيانية والتوزيعات التكراريه أو من خلال استخدام مقاييس النزعة المركزية والتشتت، أو من خلال استخدام معاملات الارتباط لدراسة العلاقة بين المتغيرات، وسيتم استعراض هذه الموضوعات في الفصول اللاحقة.

2 - **الاحصاء الاستدلالي**: يركز هذا النوع من الاحصاء على الوصول الى استنتاجات حول خصائص المجتمع من خلال استخدام المعلومات المتوفرة عن العينة المسحوبة من هذا المجتمع. اي انه يهدف الى التعميم من العينة الى المجتمع. ولهذا فان الاحصاء الاستدلالي يركز على اختبار الفرضيات المتعلقة بالفروق بين المتوسطات أو النسب المئوية المتعلقة بعينة واحدة او عينتين او اكثر أو الفروق بين معاملات الإرتباط كما سيتم استعراض هذا الموضوع في فصول لاحقة.

1 : 2 المتغيرات وانواعها

إن المعلومات التي تُجمع من الافراد والمتعلقة بسمة او خاصية معينة تسمى بالبينات (Data) وهي تمثل خصائص مجموعة من الأفراد قد تأخذ قيماً مختلفة بالنسبة للافراد المختلفين قيد الدراسة. مثل هذه الخصائص تسمى بالمتغير (Variable) فالمتغير هي سمة او خاصية تأخذ قيماً متغيرة عند الافراد المختلفين. فمثلاً مجموعة من طلبة الجامعة قد يختلفون في الجنس او الكلية او السنة الدراسية او الذكاء او التحصيل. مثل هذه الخصائص تسمى متغيرات.

ومن جهة ثانية اذا كانت هذه الخصائص او السمات نفس الشيء بالنسبة الى كل فرد من افراد المجموعة فإن هذه السمة تدعى بالثابت، (Constant) ففي المثال السابق جميع الافراد طلبة جامعيين وبالتالي يعتبر هذا ثابتاً. ان المتغيرات في العلوم النفسية والتربوية يمكن تصنيفها بعدة طرق، ومن هذه التصنيفات.

1 - المتغيرات المستمرة او المتصلة او السيَّارة (Continuous Variables)

وهي عبارة عن المتغيرات التي تأخذ اي قيمة على مقياس السمة، مثل الطول والوزن وغير ذلك. وفي مثل هذا النوع من المتغيرات توجد قيم لا حصر لها بين اي قيمتين رقميتين.

2 - المتغيرات الوثابة أو القفازة أو المنفصلة (Discrete Variables)

وهي عبارة عن المتغيرات التي تأخذ قيماً محددة بحيث لا توجد قيماً كسرية او عشرية مثال ذلك عدد الطلاب في صف ما او عدد افراد الاسرة او عدد السيارات في كراج ما فلا يمكن ان تكون هذه الاعداد كسرية.

وفي مجال البحوث بشكل عام والبحوث السلوكية والتربوية بشكل خاص يمكن تصنيف المتغيرت الى:-

1 - المتغير المستقل (Independent Variable)

وهو المتغير الذي يستطيع الباحث ان يعالجه ويغيره وفقاً لطبيعة البحث، فعلى سبيل المثال إذا كان الباحث مهتماً بتأثير عدد مرات التدريب على الاداء لبعض المهمات فان الباحث يغير مستويات التدريب (عدد مرات التدريب) ومن ثم يلاحظ تأثير المستويات المختلفة على التعلم أو الاداء.

والمتغير المستقل في بعض الدراسات متغير تصنيفي يتم من خلاله تصنيف الافراد الواقعين تحت الدراسة، فعلى سبيل المثال اذا كان الباحث مهتماً بتأثير الطرق المختلفة في التدريس (طريقة المحاضرة وطريقة المناقشة على التحصيل في مادة اللغة العربية عند عينة من طلبة الصف السادس الابتدائي فإن طريقة التعليم تعتبر متغيراً مستقلاً واحداً وطريقتي المحاضرة والنقاش تعتبران مستويات المتغير المستقل (طريقة التعليم).

2 - المتغير التابع (Dependent Variable)

المتغير التابع هو الذي يتأثر بالمتغير المستقل فكلما تغير او عدل المتغير المستقل فإن الباحث يلاحظ التغيرات التي تحدث للمتغير التابع وذلك لملاحظة العلاقة بينهما ففي المثالين السابقين فان الاداء أو التعلم أو التحصيل عبارة عن المتغير التابع، والجدول (1:1) يبين العلاقة بين المتغير المستقل والمتغير التابع.

الجدول (1:1) العلاقة بين المتغير المستقل والمتغير التابع

المتغير المستقل	المتغير التابع
السبب (Cause)	النتيجة (Effect)
المثير (Stimulus)	الاستجابة (Response)
المتبىء (Predictor)	المتنبأ به (Predicted)

وفي الابحاث والدراسات يمكن ان يكون هناك اكثر من متغير مستقل واحد واكثر من متغير تابع واحد مثال على ذلك اثر الجنس (ذكور، إناث) وطريقة التعليم (مبرمج ، عادي) على التحصيل في الرياضيات والاتجاهات نحوها. ففي هذه الدراسة يعتبر الجنس متغير مستقل وطريقة التعليم متغير مستقل اخر، والتحصيل في الرياضيات متغير تابع وكذلك الاتجاهات نحو الرياضيات متغير تابع اخر.

والمتغيرات المستقلة تدعى بالعوامل (Factors) وتبايناتها تسمى بالمستويات فالجنس متغير مستقل يتضمن فئتين (ذكور، اناث) وطريقة التعليم تتضمن فئتين هما طريقة التعليم المبرمج وطريقة التعليم العادية وهكذا.

3 - المتغير المعدل (Moderator Variable)

وهو نوع خاص من المتغيرات المستقلة اذ يعتبر متغير مستقل ثانوي يتم اختياره من قبل الباحث لمعرفة اثره على العلاقة بين المتغير المستقل والمتغير التابع، ويختاره عادة الباحث ويقيسه لمعرفة فيما اذا كان هذا المتغير يعدل العلاقة بين المتغير المستقل والمتغير التابع. فعلى سبيل المثال اذا كان الباحث مهتم بدراسة العلاقة بين طرق التعليم والتحصيل، ولكن يشك بان هذه العلاقة سوف تتعدل عن طريق عامل اخر من مثل الدافعية او قدرة الطالب فان الدافعية او قدرة الطالب تعتبر متغيرات معدلة. وهذا النوع من المتغيرات يمكن التعرف عليه عند دراسة التصاميم العاملية.

4 - المتغيرات الضابطة (Control Variable)

ان المتغيرت التي تؤثر على المتغير التابع من الصعب دراستها كلها في نفس الوقت، فلذلك قد يلجأ الباحث في بعض الاحيان الى تحييد اثرها او ضبطها حتى يضمن ان هذه المتغيرات ليس ها تأثير على المتغير التابع وهذه المتغيرات تدعى بالمتغيرات الضابطة والضبط يكون إم عن طريق العزل او خلق التكافؤ بين المجموعات من خلال التعيين

العشوائي للافراد الى المجموعات. فعندما نقوم بالمقارنة بين مجموعتين من الأفراد من صف معين، فان الصف يعتبر متغيراً ضابطاً لاننا لا نريد ان ندرس اثره، وبالتالي تم سحب العينة من نفس المستوى الصفي.

5 - **المتغير الدخيل او الوسيط** (Intervening Variable)

جميع المتغيرات السابقة سواء كانت مستقلة ام معدلة ام ضابطة ام تابعة يمكن ملاحظتها، ولكن هناك متغيرات لا يمكن ملاحظتها مباشرة وانما نستدل عليها من ناحية نظرية ففي حالة المثال الآتي:

إذا منع الفرد من تحقيق هدف معين فإن ذلك قد يؤدي الى السلوك العدواني، ان المتغير الوسيط في المثال السابق قد يكون الاحباط، ولكن الاحباط لا نلاحظه مباشرة وانما نستدل عليه من ناحية نظرية، وحسب نظرية (الاحباط - العدوان) اذا منع الفرد من تحقيق هدف معين فإن ذلك قد يؤدي الى الاحباط. والاحباط بدوره قد يؤدي الى السلوك العدواني.

ويمكن تصنيف المتغيرات من ناحية نظرية الى الآتي:

1 - **المتغيرات الكمية** Quantative Variable : وهي المتغيرات التي يعبر عنها بمقادير او قيم معينة مثل الذكاء والتحصيل والوزن والطول وغير ذلك.

2 - **المتغيرات التصنيفية** Qualatative Variable: ان المتغيرات التصنيفية تستخدم لتصنيف قيم المتغير في فئات متعددة مثل تصنيف الذكاء الى عالي ومتوسط ومنخفض، او تصنيف الافراد الى ذكور واناث.

والمتغيرت الكيفية لا يوجد تداخل بين فئاتها ولكن يمكن ان تفيد او لا تفيد الترتيب.

1 : 3 انواع المقاييس Scales of Measurement

يفترض ان كل ما يوجد فيوجد بمقدار وان ذلك المقدار يمكن قياسه. ويعرف القياس بإنه عملية منظمة نعين بواسطتها قيماً رقمية للخصائص او السمات وفقاً لقواعد او قوانين معينة. وبواسطة القياس نستطيع ان نحدد مقدار ما يمتلكه الفرد من السمة المقاسة.

مثال على ذلك: درجة ذكاء احمد تسساوي 110 او طول محمد (160سم) وهكذا.

إن المقاييس يمكن تصنيفها في اربعة انواع او مستويات وهي تختلف بامكانية معالجتها رياضياً وهذه الانواع هي:

2- المقياس الاسمي Nominal Scale

يعتبر هذا النوع من المقاييس ادنى انواعها من حيث السلم الهرمي، وهو مقياس تصنف فيه الظواهر او الموضوعات او الافراد الى مجموعات مختلفة أو وثابه، اي تصنيف الافراد الى مجموعات منفصلة للتمييز بينها في سمة معينة، ويناسب هذا المقياس المتغيرات الكيفية او النوعية فالافراد يمكن ان يصنفوا الى ذكور واناث بحيث يعطى الرقم (1) للاناث والرقم (2) للذكور ولكن هذه الارقام لا تشير الى الأهمية النسبية للمجموعتين، وان المجموعات غير متداخلة ولا يوجد بينها علاقات كميه، ولكن لا يمكن لمجموعة ان تحل مكان مجموعة اخرى ولا يمكن ترتيبها. ومن امثلة هذا النوع من المقاييس ارقام لاعبي كرة القدم، او الحالة الاجتماعية وغيرها من المتغيرات ذات الطبيعة التصنيفية.

2 - المقياس التراتيبي Ordinal Scale

ان المقياس السابق يفيد التصنيف، ولكن هذا المقياس يفيد التصنيف والترتيب، فالترتيب في هذا المقياس مهم مثل ترتيب المتسابقين حسب وصولهم للهدف. الأول والثاني والثالث وهكذا. ان هذا النوع من المقاييس يعكس فقط الحجم ولا يتضمن مسافات متساوية، اي ان المسافة بين الأول والثاني ليس بالضرورة ان تكون مساوية للمسافة بين الثاني والثالث وهذا المقياس يفيد ترتيب الافراد حسب درجة امتلاكهم للسمة.

3 - مقياس المسافات او الفترات Interval Scale

هذا المقياس يتضمن خصائص المقاييس السابقة بالاضافة الى انه يتضمن وحدات متساوية. فالفرق بين درجتي الحرارة 20 و 40 هو نفس الفرق بين درجتي الحرارة 40 , 60 ولكن هذا المقياس لا يتضمن صفراً حقيقياً، فالصفر اعتباري او افتراضي. فعندما تقول ان درجة الحرارة صفراً فإن ذلك لا يعني انعدام الحرارة.

إن هذا المستوى من القياس يستخدم كثيراً في القياس النفسي والتربوي فنحن لا نقيس الذكاء او الميول او الاتجاهات وانما نقيس الفرق الحقيقي بين ذكاء شخصين طبق عليهما نفس مقياس الذكاء. ومن الأمثلة على هذا النوع من المقاييس ايضاً التحصيل، والقلق، والاتجاهات وغير ذلك هذا ولا يوجد في هذا المقياس صفر مطلق او حقيقي فالسمات لا تنعدم عند الافراد.

4 - مقياس النسبة Ratio Scale

يتصف هذا المقياس بالاضافة لما يتضمنه من وحدات متساوية بوجود صفر حقيقي، يدل على انعدام القيمة و عدم وجودها او غيابها. وفي هذا المستوى من القياس نستطيع

ان نستخدم جميع العمليات الحسابية، فالفرد الذي وزنه (70 كغم) هو ضعف الفرد الذي وزنه (35 كغم) ومن الأمثلة على هذا النوع من المقاييس الطول والوزن والعمر وغير ذلك.

ان معرفة نوع المقياس المستخدم يحدد نوع الاحصائي فعلى سبيل المثال اذا كان المتغير الذي نتعامل معه اسمي فاننا نستخرج فقط ما يسمى بالمنوال واذا كان المتغير يصنف ضمن مقياس تراتبي فاننا نستطيع حساب المنوال والوسيط، اما في حالة تصنيف المتغير ضمن مقياس فترات او مقياس نسبة فاننا نستطيع ان نحسب المنوال والوسيط والوسط الحسابي، ان هذا الوضع يكون في حالة مقاييس النزعة المركزية وكذلك الحال عندما نستخدم بعض الاساليب الاحصائية، حتى الاحصاء المتقدم فلا نستطيع حساب تحليل التباين الا اذ كان المتغير التابع يصنف على الأقل ضمن مقياس المسافات او الفترات وهكذا.

1 :4 العينات والمجتمع Samples and population

العينة هي المجموعة التي تجمع البيانات عنها في الدراسة. والمجتمع هو المجموعة الاكبر الذي يفترض ان نعمم نتائج الدراسة عليه. والعينة قد تكون مجموعة من الافراد او الكتب او المدارس او المساكن نقوم من خلال جمع البيانات منهم الوصول الى نتائج او تعميمات تتعلق بالمجموعة الاكبر (المجتمع) الذي ينتمون اليه، وتعتمد هذه التعميمات والاستنتاجات على مدى تمثيل العينة لذلك المجتمع. اي على مدى تشابه العينة مع مجتمع الدراسة مثال ذلك لو كان لدينا (300) طالب يدرسون تربية خاصة، ولو قلنا اننا اخترنا منهم (50) طالباً لاجراء الدراسة في هذه الحالة فان الـ (300) طالب يمثلون المجتمع والـ (50) طالباً يمثلون العينة ويفضل الباحث عادة دراسة كل المجتمع اذا كان ذلك ممكناً ولكن في غالب الأحيان يكون هذا الامر متعذراً وذلك لأن:

1 - انتشار مجتمع الدراسة في اماكن متفرقة يصعب الوصول اليها.

2 - دراسة او جمع البيانات عن افراد المجتمع كله فيه نوع من المشقة والتكلفة ويتطلب زمناً اطول، فلهذا يعمد الباحث الى اختيار عينة ممثلة بخصائصها خصائص المجتمع الأصلي.

تحديد المجتمع: إن اولى الخطوات في اختيار العينة هو تحديد المجتمع موضوع الاهتمام، اي على اي مجموعة يريد الباحث ان يعمم نتائج الدراسة ومن الأمثلة على ذلك كل مديري المدارس في منطقة عمان اكبرى، كل طلبة الصف السادس الابتدائي في عمان

الغربية وهكذا. نلاحظ من الامثلة السابقة ان حجم مجتمع الدراسة قد يكون متباين ولكنهم يشتركون جميعاً في خاصية (واحياناً باكثر)) فيما بينهم. ففي الابحاث التربوية غالباً ما يكون مجتمع الدراسة مكون من افراد (طلاب، مدرسين.. وغير ذلك) ممن لهم خصائص معينة. وفي حالات اخرى قد يكون مجتمع الدراسة مجموعة من الصفوف او المدارس او المرافق. وغير ذلك، ولكن يجب ان نلاحظ انه في بعض الحالات يكون مجتمع الدراسة الحقيقي المنشود والذي يود الباحث تعميم نتائجه عليه صعب المنال، لذلك يلجأ الباحث إلى ما يسمي بالمجتمع المتوفر فهناك إذن المجتمع المستهدف وهو الذي نرغب بتعميم النتائج عليه والمجتمع المتوفر وهو المجتمع الذي نسحب منه العينة ويكون الباحث قادراً على تعميم نتائجه عليه مثال على ذلك:

اثر استخدام الكمبيوتر التعليمي على التحصيل القرائي لدى طلبة الصفين الأول والثاني الابتدائي في الاردن.

إن مجتمع الدراسة المستهدف في المثال السابق هو جميع طلبة الصفين الأول والثاني الابتدائي في الاردن. ولكن الباحث لضيق الوقت وتوفيراً للجهد وللنفقات قد يكتفي بدراسة كل طلبة الصفين الأول والثاني الابتدائي في مدينة عمان ومن المعروف انه كلما ضيق الباحث مجتمع الدراسة كلما وفر الوقت والجهد واحياناً المال، ولكن بنفس الوقت كلما ضيق العينة كلما قلت قابلية التعميم لديه.

1 : 4 : 1 العينات وانواعها:

يمكن تقسيم العينات الى نوعين هما العينات العشوائية او الاحتمالية والعينات الاعشوائية او اللااحتمالية.

فالعينات العشوائية هي التي يكون فيها لكل فرد من افراد المجتمع فرصة لان يكون احد افراد العينة، اما العينات اللاعشوائية فلا يوجد فرص متساوية لافراد المجتمع ليكونوا افراداً في العينات

مثال: لو اردنا ان نختار عينة عشوائية من طلبة كلية العلوم التربوية، فكل طالب يكون امامه فرصة لأن يكون احد افراد العينة.

اما بالنسبة للعينات اللاعشوائية فيتم اختيارها وفقاً لهدف الدراسة كأن تكون المعلومات متوفرة عند فئة من افراد المجتمع وغير متوفرة عند الاخرين فهنا الباحث يأخذ

الفئة التي تتوفر لديها المعلومات او البيانات المطلوبة.

وهناك العديد من الطرق المستخدمة لاختيار العينات العشوائية، ومن هذه الطرق الآتي:

1 - العينة العشوائية البسيطة Simple Randon Sample وهي العينة التي اختيرت بطريقة يكون لكل عنصر وفرد في المجتمع نفس فرصة الاختيار، وإن اختيار اي فرد او عنصر لا يرتبط باختيار اي فرد او عنصر اخر. وللوصول الى العينة العشوائية يمكن استخدام الجداول العشوائية و برامج في الحاسوب ومن فوائد العينة العشوائية انها في الغالب تكون ممثلة للمجتمع.

2 - العينة العشوائية الطبقية Stratified Random Sample إذا كان المجتمع غير متجانس في خصائصه كأن يكون ذكوراً واناثاً او طلبة سنة اولى وثانية وثالثة ورابعة في كلية ما، فلذا فان العينة يجب ان تمثل فيها هذه المستويات كل حسب وجوده في االمجتمع ويتم الاختيار من كل مستوى من هذه المستويات مجموعة تمثله بالطريقة العشوائية.

مثال:

إفرض اننا نريد ان نختار عينة من طلبة كلية العلوم التربوية مكونة من 140 فرداً وكان الطلبة يتوزعون على اربع مستويات هي:

السنة الأولى	السنة الثانية	السنة الثالثة	السنة الرابعة	المجموع الكلي
500	400	300	200	1400

فإذا اردنا ان نختار منهم عينة مكونة من (140) فرداً فما نصيب كل مستوى من المستويات الأربع؟

الحل: حجم العينة من السنة الأولى = $\frac{500}{1400} \times 140 = 50$ طالباً ويتم اختيارهم عشوائياً

حجم العينة من السنة الثانية = $\frac{400}{1400} \times 140 = 40$ طالبً ويتم اختيارهم عشوائياً

حجم العينة من السنة الثالثة = $\frac{300}{1400} \times 140 = 30$ طالباً ويتم اختيارهم عشوائياً

حجم العينة من السنة الرابعة = $\frac{200}{1400} \times 140 = 20$ طالباً ويتم اختيارهم عشوائياً.

أو يتم حساب نسبة العينة المطلوبة من حجم المجتمع الكلي وذلك على النحو الاتي:

$$0.1 = \frac{140}{1400}$$

اي ان النسبة المأخوذة من كل مستوى تساوي 0.1 من حجم العينة الموجودة في ذلك المستوى وبتطبيق هذه النسبة فان حجم العينة المأخوذة من كل مستوي هو على النحو الآتي:

حجم العينة من السنة الاولى يساوي $0.1 \times 500 = 50$

حجم العينة من السنة الثانية يساوي $0.1 \times 400 = 40$

حجم العينة من السنة الثالثة يساوي $0.1 \times 300 = 30$

حجم العينة من السنة الرابعة يساوي $0.1 \times 200 = 20$

وبالتالي اذ جمعنا هذه الاعداد فإن

حجم العينة الكلي = $50 + 40 + 30 + 20$

= 140 وهو المطلوب

3 - **العينة العشوائية العنقودية** Cluster Random Sample

ان عنصر الاختيار في الطرق السابقة هو الفرد ولكن عنصر الاختيار في هذا النوع هو المجموعة او الصف، فقد يكون مجتمع الدراسة طلاب مرحة دراسية معينة، وقد يكون من الصعب اختيار افراد بالطريقة العشوائية من المدارس أو الصفوف فلذا يلجأ الباحث إلى اختيار عدة صفوف عشوائياً من مجتمع الدراسة ومن الملاحظ هنا انه قد يترتب على تغيير وحدة الاختيار من الفرد الى المجموعة تغير وحدة التحليل. وهذه الطريقة مشابهة للعينة العشوائية البسيطة فبدلاً من اختيار افراد عشوائنا في العينة العشوائية نختار هنا صفوفاً بالطريقة العشوائية.

4 - **العينة العشوائية ذات المرحلتين** Two Stage Random Sample

قد يكون من المناسب والمفيد احياناً ان تدمج العينة العشوائية العنقودية (التجمعات) والعينة العشوائية البسيطة مع بعضها البعض لاختيار العينة فبدلاً من اختيار (100) طالب من مجتمع مكون من (3000) طالب متواجدين في (100) صف فان الباحث قد يقرر اختيار (10) صفوف من (100) صف بشكل عشوائي، ومن ثم يختار عشوائياً (10) افراد من كل صف. مثل هذه الطريقة توفر الكثير من الوقت وتقلل من التكلفة فيما لو اخذنا افراداً من (100) صف.

5 - العينة المنتظمة Systematic Sample

تستخدم هذه الطريقة في حالة توفر قائمة بافراد المجتمع، فاذا كانت هناك قائمة مؤلفة من (5000) فرداً وأردنا ان نختار عينة مؤلفة من (500) فرداً، فاننا قد نلجأ الى الاختيار على اساس المعادلة (1:1) الآتية:

المعادلة 1 : 1	حجم العينة / حجم المجتمع	Sample Size / Population Size

وباستخدام البيانات الواردة سابقاً فان النسبة = $\frac{500}{5000} = 10 : 1$

اي اننا نختار فرداً واحداً من كل (10) افراد، على ان يتم اختيار الفرد االأول الذي يحمل الرقم من 1 - 10 وان لا يتجاوز هذه الرقم، فعلى سبيل المثال اذا تم اختيار الفرد رقم (4) عشوائياً فان الفرد الثاني هو الذي يحمل الرقم 14 والفرد الثالث الذي يحمل الرقم 24 والفرد الرابع الذي يحمل الرقم 34 وهكذا.

ان العينة المنتظمة احياناً توضع ضمن العينات العشوائية وهذا يمكن ان يكون اذا تأكدنا من ان الافراد لم يتم ترتيبهم في القاعة بحيث يتم اختيار الافراد الذين يتصفون بصفات معينة، وبالتالي تعتبر طريقة الاختيار متحيزة.

اما بالنسبة للعينات غير العشوائية Nonrandom Sampling Method فتتضمن الآتي

1 - العينة المتيسرة Convenience Sample

قد يكون من الصعف احياناً اختيار عينة عشوائية او غير عشوائية منتظمة، وفي مثل هذه الحالة فان الباحث قد يختار ما يسمى بالعينة المتيسرة.

ان العينة المتيسرة عبارة عن مجموعة من الافراد متيسرين للدراسة فالباحث قد يقرر اختيار عينة من المدرسة القريبة من منزله. لأن مدير المدرسة قد طلب منه مساعدة لحل مشكلة تعاني منها المدرسة، او ان يقوم مرشد المدرسة بمقابلة جميع الطلبة الذين راجعوه لغايات الارشاد حول مستقبلهم المهني. وعلى الرغم من ان هذه الطريقة سهلة الا أن هناك سلبيات من استخدمها وهو ان العينة التي اختيرت قد لا تمثل المجتمع الهدف وبالتاي يفضل تجنبها.

2 - العينة الغرضية أو القصدية Purposive Sample

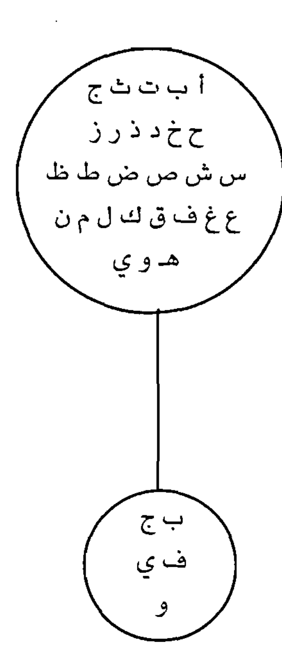
في بعض الاحيان واعتماداً على معرفة الباحث السابقة بالمجتمع وبالهدف الخاص من

البحث، فإن الباحث يستخدم الحكم الشخصي لاختيار العينة إذ ان الباحث يفترض انه يستطع استخدام معرفته بالمجتمع للحكم فيما اذا كنت عينة معينة ممثلة للمجتمع ام لا.

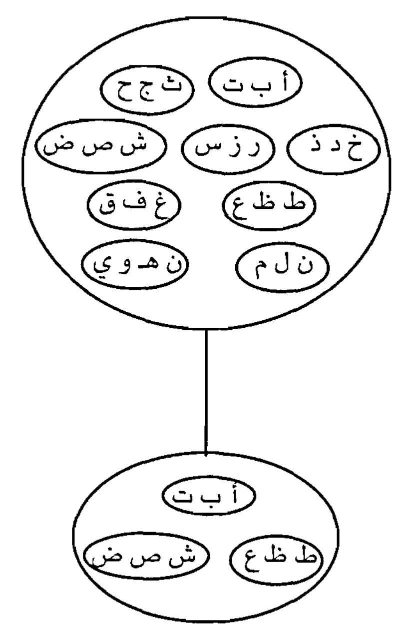
على فرض ان الباحث يريد ان يدرس اوضاع المدارس في الفترة ما بين 1965 - 1970 فإنه قد يذهب الى الاشخاص الذين ما زالوا احياء وكانوا يعملون في تلك الفترة لاعتقاده بانهم يمتلكون المعلومات الضرورية التي يحتاجها.

هذا وتوضح الأشكال التي تحمل الأرقام (1 :1 أ ، 1 : 1 ب ، 1 : 1 جـ) طريقة الاختيار للعينات العشوائية.

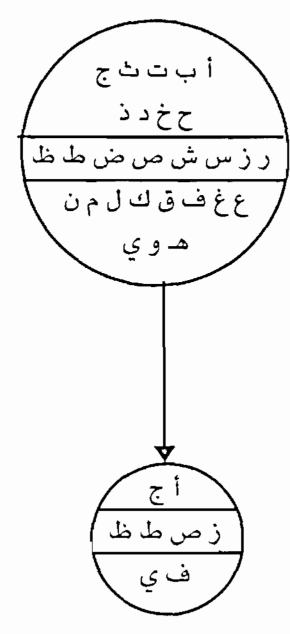
والاشكال (1 : 2 أ ، 1 : 2 ب ، 1 : 2 جـ) طريقة الاختيار للعينات غير العشوائية.



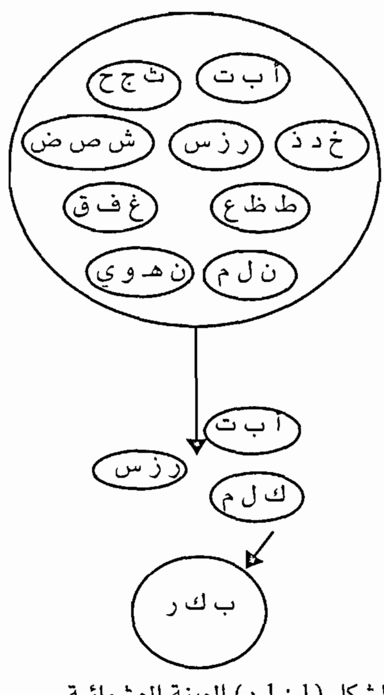
الشكل (1 : 1أ) العينة العشوائية البسيطة



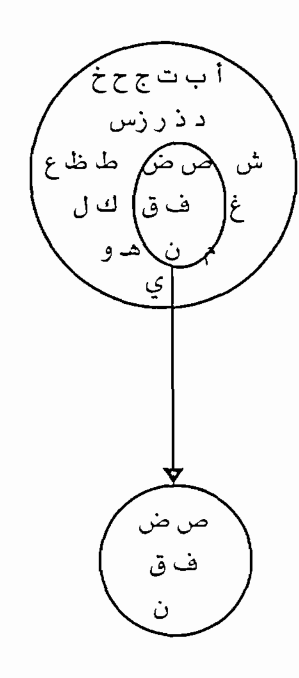
الشكل (1 : 1 ب) العينة العشوائية العنقودية (لتجمعات)



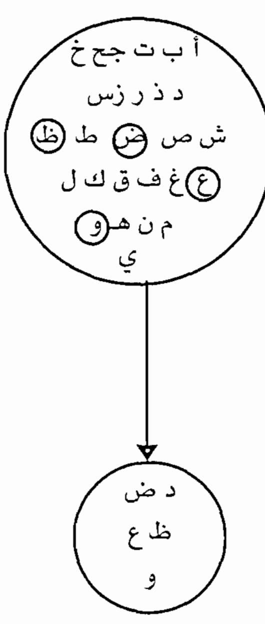
الشكل (1 : 1جـ) العينة العشوائية الطبقية



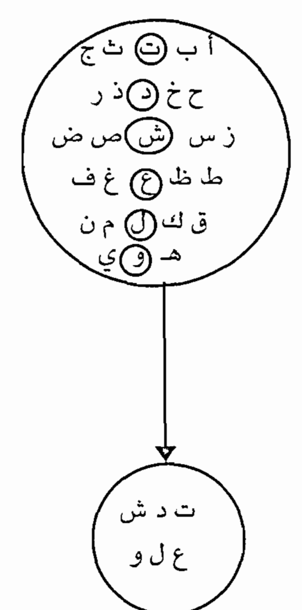
الشكل (1 : 1 د) العينة العشوائية ذات المرحلتين



الشكل (1 : 2أ) العينة المتيسرة



الشكل (1 : 2ب) العينة الغرضية .



الشكل (1 : 2جـ) العينة المنتظمة

2:4:1 حجم العينة Sample Size

هناك العديد من العوامل التي لا بد من اخذها بعين الاعتبار عند تحديد حجم العينة المطلوب ومن بين هذه العوامل الآتي:

1 - طبيعة مجتمع الدراسة: ويقصد به مدى التجانس او التباين بين افراد المجتمع وعليه:

أ - اذا كان المجتمع متجانس في خصائصه فاننا قد نأخذ حجم عينة قليل.

ب - اذا كان المجتمع غير متجانس في خصائصه (متباين) فلا بد من زيادة حجم العينة حتى نستطيع ان نمثل المجتمع.

2 - اسلوب البحث ونوع التصميم البحثي للدراسة: ففي حالة الدراسات الوصفية الحد االأدنى المقبول لعدد الافراد (100) فرد، وبالنسبة للدراسات الارتباطية على الأقل (50) فرداً، وفي الدراسات اللتجريبية او العلية المقارنة (30) فرداً لكل مجموعة، وفي بعض الأحيان يمكن ان تتألف كل مجموعة من (15) فرداً اذا كانت التجربة تتطلب ضبطاً عالياً وهناك احتمال تكرارها.

3 - درجة الدقة المطلوبة في البحث: وهنا نأخذ بعين الاعتبار الدقة العلمية والهدف من البحث. فعلى سبيل المثال اذا كان الهدف من الدراسة اخذ اراء استطلاعية او فكرة عامة فلا بأس ان نعتمد على حجم عينة أقل، أما اذا كان الهدف من الدراسة العلمية الاعتماد على نتائجها لنشرها في الدوريات المتخصصة فلا بد من زيادة حجم العينة حتى نستطع ان نثق في النتائج ونقوم بعملية تعميم.

4 - عندما توجد العديد من المتغيرات غير المضبوطة: ان زيادة عدد افراد العينة قد يكون ضرورياً خاصة عندما يكون هناك اكثر من مجموعة وبحاجة الى تعيين الافراد الى المجموعات بشكل عشوائي. فاذا كان عدد الافراد قليلاً فان ذلك قد يؤثر على عملية التكافؤ بين المجموعات وبالتالي ضبط المتغيرات والتي يمكن ان تؤثر على نتائج الدراسة.

5 - عندما نتوقع ان يكون حجم الاختلاف قليل: في الدراسات التي نتوقع فيها الحصول على فروق قليلة بين المجموعات المختلفة على المتغير التابع او في الدراسات التي نتوقع فيها ان نحصل على معاملات ارتباط ضعيفة، فانه يفضل زيادة حجم العينة، لأن عدم استخدام عينات كبيرة يؤدي الى زيادة الخطأ المعياري للمتوسط والذي بدوره يمنع الفروق المهمة من الظهور.

6 - في الحالات اتي يجب ان تقسم فيها المجموعات الى مجموعات فرعية: إذا اراد باحث ان يجري دراسة حول تأثير المناهج الاضافية على اتجاهات الطلبة في المرحلة الثانوية نحو المدرسة، فقد تم اختيار خمسة مدارس من اصل عشرة مدارس من اجل تطوير هذا البرنامج، ومن ثم يتم قياس اتجاهات الطلبة قبل اعطائهم المنهج الاضافي وبعد سنة يتم اعطائهم اختباراً بعدياً لمعرفة التغير الذي حصل في اتجاهات الطلبة، وبعد ذلك تجري مقارنة في اتجاهات الطلبة في المدارس التي طبق فيها البرنامج واتجهات الطلبة في المدارس التي لم يطبق فيها البرنامج.

بعد ذلك قد يرغب الباحث باجراء مقارنات اخرى من مثل المقارنة بين الذكور والاناث في الاتجاهات وقد يفترض الباحث ايضاً ان الطلبة من طبقات اقتصادية واجتماعية يختلفون في استجاباتهم نحو البرنامج، فلذا يحتاج الى تقسيم العينة الاصلية الى ذكور واناث والى مستويات اقتصادية واجتماعية لغايات اجراء مقارنات اخرى.

ان الباحث لا يمكن ان ينفذ ذلك الا اذا كان حجم العينة الأصلي كبير حتى يتوفر عنده العدد الكافي عندما يقوم بتقسيم الافراد حسب المتغيرات التي اشرنا اليها وبالتالي يستطيع ان يقوم بالتحليل الاحصائي الملائم.

7 - عندما نتوقع حصول تسرب في افراد الدراسة

8 - عندما يتطلب الحصول على مستوى عالي من الدلالة الاحصائية او القوة الاحصائية او كليهما: إن مستوى الدلالة للاختبار الاحصائي مرتبط بحجم العينة، وكذلك حجم العينة المطلوب لرفض الفرضية الصفرية عند مستوى الدلالة ($\alpha = 0.05$) اقل من حجم العينة المطلوب لرفض الفرضية الصفرية عند مستوى الدلالة ($\alpha = 0.01$)

9 - حجم مجتمع الدراسة : إذا كان المجتمع قليلاً نسبياً فان ذلك يتطلب عينة اكبرحتى نتمكن من تمثيل جميع مفرداته خاصة اذا كان المجتمع غير متجانس، اما اذا كان المجتمع كبيراً في حجمه فان حجم العينة بنسبة 10% او اقل من ذلك يمكن ان يكون كافٍ.

10 - الامكانات المادية والفنية والادارية المتوفرة فهناك العديد من البحوث قد تتطلب وجود اجهزة وايضاً بحاجة الى امكانات مادية وتقليل حجم العينة قد يؤدي الى تخفيض التكلفة بالاضافة الى مناسبة عدد الاجهزة لعدد افراد العينة.

اسئلة على الفصل الأول

1 - ماذا تعني المصطلحات التالية:

احصاء ، متغير، ثابت ، بيانات

2 - ما الفرق بين الاحصاء الوصفي والاحصاء الاستدلالي.

3 - اعط مثالاً على متغير متصل ومتغير منفصل.

4 - اراد باحث ان يدرس اثر طريقة التدريس على التحصيل عند طلاب الصف الثالث الابتدائي. بالرجوع لهذه القضية اجب عن ما يلي:

أ - ما المتغير المستغل　　ب - ما المتغير التابع　　جـ - الثابت

د - ما المتغير المتصل　　هـ - ما المتغير النوعي.

5 - ماذا يقصد بالمتغير المعدل. اعط مثالاً يوضح ذلك

6 - ماذا يقصد بالمتغيرات الضابطة وكيف يتم الضبط.

7 - اعط مثالاً على كل نوع من انواع المقاييس.

8 - ماذا يقصد بمصطلح العينة والمجتمع؟

9 - متى يتم اختيار العينة بالطريقة العشوائية البسيطة

10 - مجتمع مؤلف من 300 موظف و 200 عامل و 100 مزارع فإذا اردنا ان نسحب من هذا المجتمع عينة مؤلفة من (60) فرداً فما نصيب كل فئة؟

11 - ما العوامل التي تحدد حجم العينة؟

الفصل الثاني

التمثيل البياني

التمثيل البياني Graphing Data

1:2 مقدمة :

عندما يتجمع لدى الباحث بيانات عن ظاهرة ما، فإن هذه البيانات تكون بطبيعتها غير منظمة، فيعمد الباحث الى تنظيمها بطريقة معينة بحيث يصبح المطلع عليها قادراً على استنتاج نتائج منها. وتصبح اكثر وضوحاً واسهل فهماً، ومن الطرق التي تستخدم في تمثيل البيانات:

أ - التمثيل البياني للمتغيرات الكيفية (الرسوم الدائرية، الاعمدة البيانية).

ب - التمثيل البياني للمتغيرات الكمية (الجداول التكرارية، الخط البياني).

2 : 1 : 1 التمثيل البياني للمتغيرات الكيفية بواسطة الاشكال:

يمكن تمثيل البيانات بيانياً بطريقتين هما :

أ - الرسوم الدائرية Pic Graphs

ب - الاعمدة البيانية Bar Graphs

وفيما يلي توضيح للتمثيلات السابقة:

أ - تمثيل البيانات بواسطة الدوائر:

يستخدم التمثيل البياني بواسطة الدوائر عندما يكون الباحث مهتماً بمقارنة الجزء بالكل أو بالجزء وتستخدم الدوائر في تمثيل البيانات عندما يكون عدد المقارنات قليل اربعة او خمسة وذلك لان الهدف من التمثيل هو زيادة الوضوح والفهم فعندما نقسم الدائرة الى اجزاء كثيرة يصعب علينا ادراك الاجزاء ومقارنتها ببعضها البعض، فلهذا يفضل ان لا تزيد عدد المقارنات عن اربعة او خمسة.

مثال 2 : 1

فيما يلي احصائية افتراضية باعداد طلبة البكالوريوس في كلية العلوم التربوية (الجامعة الأدرنية) موزعين وفقاً للمستوى الدراسي للعام الدراسي 2005/2004

الجدول (2 : 1) اعداد طلبة البكالوريوس في كلية العلوم التربوية (الجامعة الأردنية) وفقاً لمتغير المستوى الدراسي للعام 2004 / 2005 .

المستوى الدراسي	العدد
الأولى	1500
الثانية	1000
الثالثة	700
الرابعة	400
المجموع	3600

لتمثيل البيانات السابقة بواسطة الدائرة نجد أن مجموع الطلبة يساوي 3600 وبم ان الزاوية المركزية للدائرة تساوي (360^0) فلذا فاننا نوزع الزاوية حسب نسبة اعداد الطلبة وذلك على النحو الآتي:

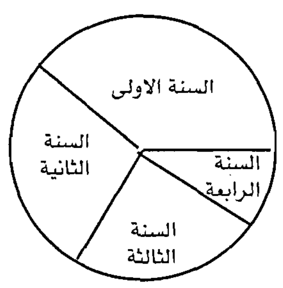
السنة الأولى وتمثل مساحة من الدائرة = $\frac{1500}{3600} \times 360^0 = 150^0$

السنة الثانية وتمثل مساحة من الدائرة = $\frac{1000}{3600} \times 360^0 = 100^0$

السنة الثالثة وتمثل مساحة من الدائرة = $\frac{700}{3600} \times 360^0 = 70^0$

السنة الرابعة وتمثل مساحة من الدائرة = $\frac{400}{3600} \times 360^0 = 40^0$

هذا ويبين الرسم التالي (الشكل 1:2) توزع اعداد طلبة البكالوريوس في كلية العلوم التربوية وفقاً للمستوى الدراسي للعام الجامعي 2005/2004



الشكل (1:2) توزع اعداد طلبة البكالوريوس في كلية العلوم التربوية وفقاً للمستوى الدراسي للعام الجامعي 2005/2004

ملاحظة: لكل شكل يجب ان يكون رقماً وعنواناً وعادة يجب كتابة الرقم والعنون تحت الشكل.

ب - التمثيل البياني بواسطة الأعمدة:

تستخدم الأعمدة عندما نريد مقارنة الجزء بالجزء ودراسة تطور الظاهرة عبر الزمن مثل تطور اعداد طلبة الجامعة الأردنية عبر الزمن، او عندما تكون الأجزاء المراد اجراء المقارنة بينها كثيرة العدد نسبياً.

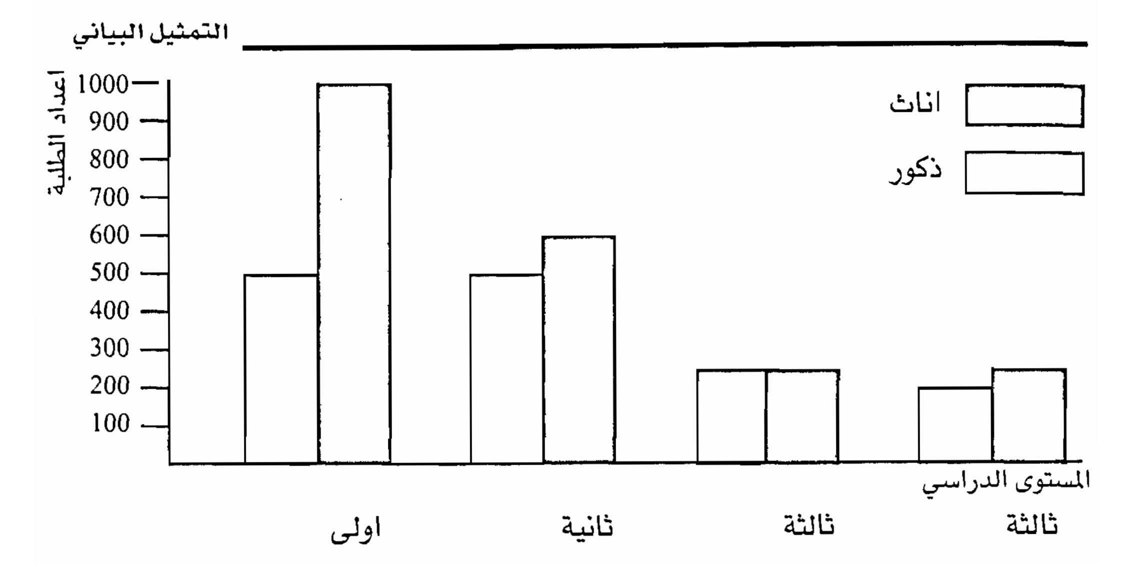
مثال 2:2

فيما يلي احصائية افتراضية باعداد طلبة البكالوريوس في كلية العلوم التربوية (الجامعة الآردنية) وفقاً لمتغيري الجنس والمستوى الدراسي للعام الجامعي 2004 / 2005 كما هو وارد في الجدول (2: 2) .

الجدول (2:2) توزع طلبة البكالوريوس في كلية العلوم التربوية (الجامعة الاردنية) وفقاً لمتغيري الجنس والمستوى الدراسي للعام الجامعي 2004 / 2005 .

الجنس / المستوى الدراسي	ذكور	اناث	المجموع
اولى	500	1000	1500
ثانية	400	600	1000
ثالثة	350	350	700
رابعة	150	250	400

الحل: لتمثيل البيانات السابقة بواسطة الاعمدة فاننا نلجأ الى رسم محورين محور افقي ومحور عمودي ويمثل المحور الافقي في العادة المتغير المستقل وفي مثل هذه الحالة يمثل المستوى الدراسي والجنس ويمثل المحور العمودي المتغير التابع وفي مثل هذه الحالة اعداد الطلبة او التكرارات، وفي حالة التوزيع التكراري يمثل المحور الافقي الفئات والمحور العمودي التكرارات، والشكل (2:2) يبين توزع طلبة البكالوريوس في كلية العلوم التربوية (الجامعة الاردنية) وفقاً لمتغير الجنس والمستوى الدراسي للعام الجامعي 2004 / 2005



الشكل (2:2) توزع طلبة البكالوريوس في كلية العلوم التربوية (الجامعة الاردنية) وفقاً لمتغير الجنس والمستوى الدراسي للعام الجامعي 2004 / 2005 .

هذا ولا بد من الاشارة هنا الى ان عرض او قاعدة المستطيلات متساوية من مستطيل لاخر، والاختلاف فقط هو في الاطوال، وذلك لاختلاف التكرارات، أو الاعداد كما ان نقطة التقاء المحور الافقي مع المحور العمودي تمثل الصفر.

ملاحظة: عند تمثيل البيانات بالاعمدة يفترض ان نسمي كل محور من المحاور كما في الشكل أعلاه.

2:1:2 التمثيل البياني للمتغيرات الكمية.

أ.الجداول التكرارية Freqnency Tables:

إن هدف وضع البيانات في جداول تكرارية هو تنظيمها واختصارها وذلك لتسهيل فهمها وتفسيرها .إن البيانات التي نجمعها عن ظاهرة ما يصعب احيانا فهمها ما لم تنظم بطريقة معينة ومن هذه الطرق وضع البيانات في جداول تكرارية ذات فئات وتعتبر خطوة اولى في فهم وتحليل البيانات.

مثال 2 : 3

لنفرض ان الجدول (2 : 3) التالي يمثل علامات (180) طالباً في امتحان مادة الاحصاء في التربية فإذا كنت انت احد الطلبة الذين تقدموا للامتحان وكانت علامتك تساوي (55) فربما تتسائل كم طالباً كانت علامته اعلى من علامتك. إن الجدول التكراري قد يوضح لنا ذلك.

الجدول (2: 3) علامات (180) طالباً في مادة الاحصاء في التربية (الامتحان النهائي)

56	55	57	54	35	44	36	43	51	69	52	68
56	48	57	47	47	32	48	33	53	54	54	55
55	52	56	53	48	50	56	51	49	64	57	65
56	52	55	53	25	49	24	50	48	41	49	42
41	49	40	50	46	53	45	54	64	63	63	64
56	50	46	49	47	62	55	63	55	44	54	45
49	64	48	65	45	67	46	68	37	55	38	56
63	59	62	60	59	56	58	57	47	58	46	59
41	52	40	53	46	42	45	43	50	55	49	56
46	39	45	40	33	55	32	56	34	41	33	42
45	56	46	57	57	53	56	54	44	37	43	38
55	38	56	39	54	46	55	47	39	49	40	50
50	36	44	35	45	36	49	37	30	36	29	37
46	63	48	62	49	51	47	52	42	41	43	42
56	38	48	37	47	48	55	49	61	52	60	53

الحل: لعمل جدول تكراري فاننا نلجأ الى الخطوات الاتية:

1 - تحديد عدد الفئات (Calsses) التي يتكون منها الجدول ويفضل في العادة ان يكون عدد الفئات بين (10 - 20) فئة، حتى يكون الجدول في صفحة واحدة. هذا مع الاخذ بعين الاعتبار ان تحديد عدد الفئات متروك للباحث، وذلك حسب الهدف الذي يريد الباحث ان يحققه، وذلك من خلال وضع البيانات في فئات. فلذا فاننا في البداية نحدد من البيانات الواردة في الجدول (2 : 3) اعلى علامة وهي في المثال السابق (69) وأدنى علامة وهي (24) فيكون المدى الحقيقي لهذه البيانات هو (69 - 24) + 1 = 46 .

2 - تحديد طول الفئة: للنفرض ان عدد الفئات المطلوبة او التي نرغب ان نضع البيانات ضمنها هي (10) فئات فإن

$$\text{طول الفئة} = \frac{\text{المدى}}{\text{عدد الفئات}}$$

$$= \frac{46}{10}$$

$$= 4.6$$

وبالتقريب فان طول الفئة يساوي (5) ويفضل ان يكون طول الفئة فردياً وذلك لسهولة الحسابات بالطرق اليدوية.

3 - نبدأ بالفئة الأولى مبتدئين من أقل قيمة في التوزيع او اعلى قيمة بحيث تكون هذه

القيمة في احدى الفئات، ويفضل ان يكون الحد الأدنى للفئة من تكرارات طول الفئة وعلى هذا الاساس فان الفئة الأولى هي (65 - 69) وفيها تقع العلامة 69 وهي اعلى قيمة في التوزيع ونبدأ بوضع الفئات مبتدئين من هذه الفئة ونستمر حتى تقع ادنى علامة في الفئة الاخيرة من التوزيع، والجدول (2 : 4) التالي يمثل توزيع علامات الامتحان النهائي في مادة الاحصاء في التربية لـ (180) طالباً والواردة في جدول(2 : 3).

الجدول (2 : 4) التوزيع التكراري لعلامات الامتحان النهائي في مادة الاحصاء في التربية لـ (180) طالباً.

الفئة	التكرار	الحدود الفعلية للفئات	مركز الفئة	تكرار تراكمي صاعد	تكرار تراكمي نازل
69 - 65	06	65,5 - 64,5	67	180	6
64 - 60	15	64,5 - 59,5	62	174	21
59 - 55	37	59,5 - 54,5	57	159	58
54 - 50	30	54,5 - 49,5	52	122	88
49 - 45	42	49,5 - 44,5	47	92	130
44 - 40	22	44,5 - 39,5	42	50	152
39 - 35	18	39,5 - 34,5	37	28	170
34 - 30	07	34,5 - 29,5	32	10	177
29 - 25	02	29,5 - 24,5	27	3	179
24 - 20	01	24,5 - 19,5	22	1	180

4 - تحديد الحدود الفعلية للفئات على اعتبار أن المتغير هو تحصيل الطلبة في مادة الاحصاء متغير كمي متصل، فلذا فان الفئة الأولى (65 - 69) تكون حدودها الفعلية قبل التقريب هي 64.5 - 69.5 وتقرأ على انها 64.5 الى أقل من 69.5 اي اننا نطرح 0.5 من الحد الأدنى للفئة. وبالتالي يمكن لنا تحديد الحدود الفعلية للفئات كما هو وارد في الجدول (2 : 4) السابق.

5 - تحديد مركز كل فئة من فئات التوزيع (Midpont) وذلك من خلال جمع حدي الفئة وتقسيمه على (2) ففي المثال السابق (الجدول (2 : 4) فان:

$$\text{مركز الفئة} = \frac{69 + 65}{2}$$

$= 67$ وهكذا بالنسبة لبقية الفئات

وقد يكون من الأسهل ان نطرح طول الفئة من مركز الفئة الأولى لتحديد مركز الفئة الثانية، وبعد تحديد مركز الفئة الثانية نطرح طول الفئة منها ايضاً لتحديد مركز الفئة الثالثة وهكذا، وهذا ينطبق على البيانات الواردة في الجدول (2 : 4) لاننا بدأنا من أعلى

فئة الى أدنى فئة، وفي حالة البداية بأدنى فئة فاننا نحدد مركز الفئة الأولى وبعد ذلك نضيف طول الفئة لمركز الفئة الأولى لتحديد مركز الفئة الثاني وهكذا بالنسبة لباقي الفئات.

6 - يمكن الاستفادة من البيانات الواردة في الجدول (2 : 4) لغايات التمثيل البياني. ان وضع العلامات الخام في جدول تكراري يمكننا من ان نعرف عدد الطلبة الذين تزيد علاماتهم عن قيمة معينة او تقل علاماتهم عن قيمة معينه فمثلاً كم طالباً علاماتهم (55) و تزيد عن ذلك يمكن لنا من الجدول ان نحسب هذا العدد ويساوي 37 + 15 + 6 = 58 طالباً وهكذا او معرفة عدد الطلبة بين قيمتين معينتين في التوزيع وبالتالي يمكن ان نجد ما يسمى بالتكرار التراكمي المجتمع الصاعد والتكرار التراكمي المجتمع النازل، وهذا يساعدنا فيما بعد في حساب المئينات Percentile والرتب المئينية Percntile Rank

ويسمى التكرار تكرار متجمع صاعد عندما يكون المجموع الكلي للتكرارات مقابل اكبر فئة،ففي المثال السابق فان المجموع الكلي للتكرارات يساوي (180) وبالتالي يقابل هذا المجموع الفئة (65 - 69) ومن هنا نبدأ بعملية الجمع التراكمي من ادنى فئة وهي الفئة(20 - 24) ويقابلها تكرار (1) والفئة الثانية (25-29) يقابلها تكرار (2) وههكذا وفي حالة تكرار مجتمع صاعد نبدأ بـ التكرار (1) للفئة الأولى، اما الفئة الثانية فتكرارها التراكمي يساوي (1 + 2) = 3 اي تكرارها بالاضافة الى تكرار الفئة التي دونها وهكذا تستمر العملية حتى نصل الى المجموع الكلي والذي يقابل اكبر فئة أو علامة.

اما بالنسبة للتكرار المجتمع النازل فيسمى بذلك عندما يكون المجموع الكلي للتكرارات يقابل اقل فئة أو علامة، ففي المثال السابق (جدول 2 : 24) المجموع الكلي للتكرارات (180) يقابل الفئة (20 - 24) وبالتالي نبدأ بعملية الجمع التراكمي من فئة (65 - 69) .

ان الفئة (65 - 69) يقابلها التكرار (6) والفئة (60 - 64) يقابلها التكرار (15) وبتطبيق القاعدة السابقة فان الفئة (60 - 64) يقابلها التكرار التراكمي (21) والفئة (55 - 59) يقابلها التكرار التراكمي النازل 58 اي 6 + 15 + 37 اي ان ادنى فئة يقابلها المجموع الكلي للتكرارات وكلما كبرت الفئة كلما زاد المجموع الكلي للتكرارات التي يقابلها.

ب - التمثيل البياني للجداول التكرارية بيانياً Graphic presentation

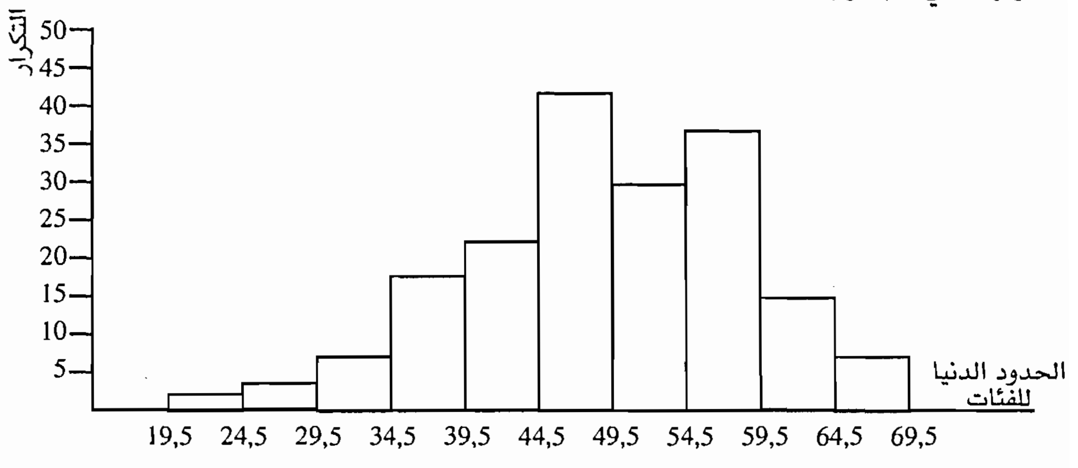
إن بعض الباحثين لا يكتفي بوضع البيانات في جداول تكرارية من اجل اختصارها وفهم

بياناتها واستنتاج نتائج منها، بل يعمد احياناً الى تمثيل هذه البيانات بيانياً وذلك بهدف تسهيل فهمها.

ومن الطرق التي تستخدم في تمثيل البيانات في الجدول التكرارية بيانيا الآتي:

1 - المدرج التكراري Frequency Historgram

إن تمثيل البيانات في مدرج تكراري يعني تمثيل تكرار كل فئة من فئات التوزيع التكراري بمستطيل تكون حدود قاعدته هي الحدود الفعلية للفئات وارتفاعه هو تكرار تلك الفئة، فلذا فإننا نرسم محورين احدهما المحور الأفقي ونضع عليه الحدود الفعلية للفئات والمحور العمودي ونضع عليه تكرار الفئات، وفيما يلي الشكل (2 : 3) يمثل مدرج تكراري للبيانات الواردة في الجدول (2 : 4).

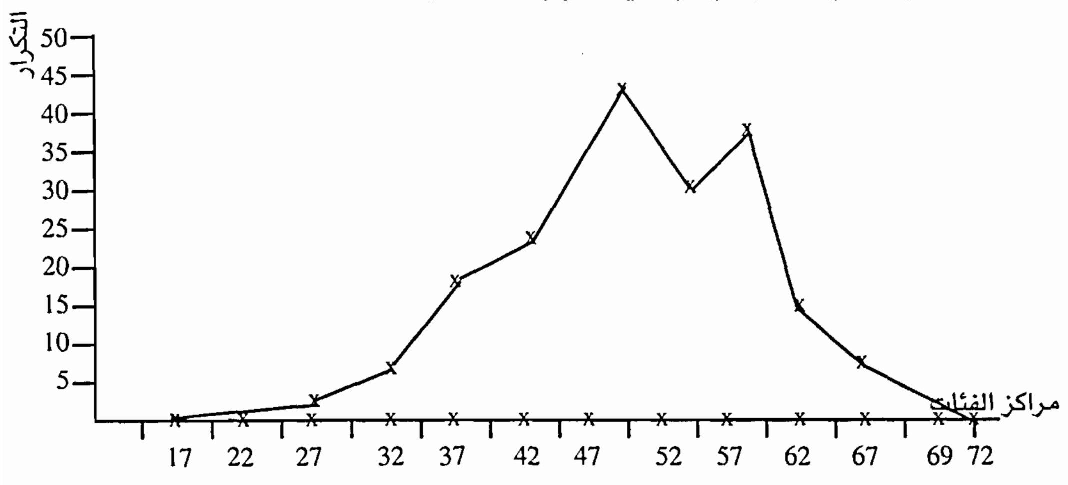


الشكل (2 : 4) مدرج تكراري لعلامات (180) طالباً في مادة الاحصاء في التربية (الامتحان النهائي) والواردة في الجدول (2 : 4)

2 - المضلع التكراري Frequency Polygon

هو الطريقة الثانية لتمثيل بيانات الجداول التكرارية وهو شكل مغلق مساحته تساوي مساحة المدرج التكراري وحتى يكون الشكل مغلق لا بد من اضافة فئتين للتوزيع تكرار كل واحدة منهما صفراً. احدهما في ادنى التوزيع والاخرى في أعلى التوزيع، وبالنسبة للبيانات الواردة في الجدول (2: 4) فان الفئتين هي الفئة 70 - 74 وتكرارها صفر في اعلى التوزيع والفئة 15 - 19 في أدنى التوزيع وتكرارها صفر. اما الحدود الفعلية لهما فهي 69,5 - 74,5 و 14,5 - 19,5 وبما اننا سنمثل كل فئة وتكرارها بنقطة فإن افضل ما يمثل

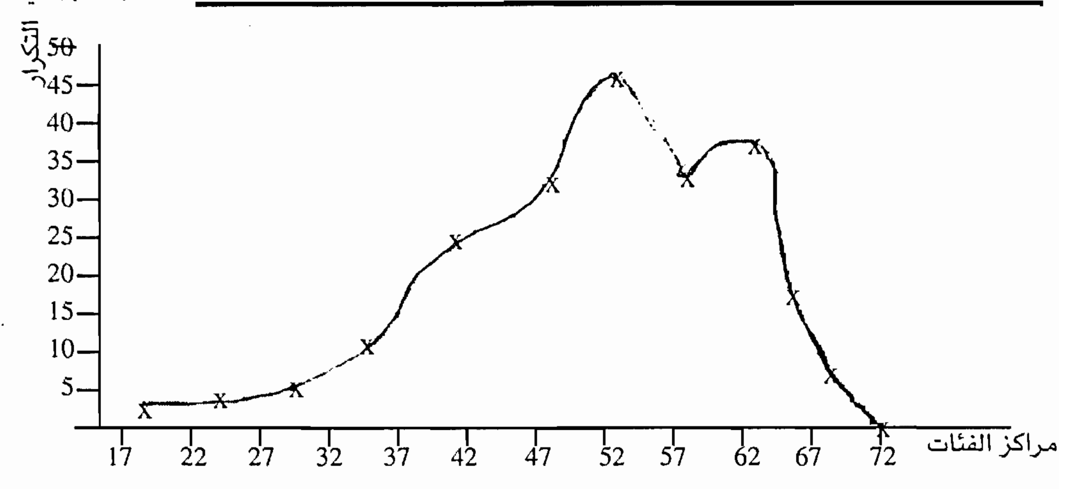
الفئة هو مركزها، فلذا فاننا بعد رسم المحور الافقي والعمودي فاننا نضع على المحور الافقي مراكز الفئات والتي تكون في منتصف الحدود الفعلية للفئات والمحور العمودي تكرار الفئات وبعد ذلك يتم ايصال كل نقطتين متجاورتين بخط مستقيم ويكون الناتج مضلع تكراري، هذا ويمثل الشكل (2 : 4) مضلع تكراري للبيانات الواردة في الجدول (2: 4) بالاضافة الى الفئتين الفارغتين واللتين تكرارهما صفر.



الشكل (2 : 4) مضلع تكراري يمثل توزيع علامات (180) طالباً في مادة الاحصاء في التربية (الامتحان النهائي) والواردة في الجدول (2 : 4) .

3 - **المنحنى التكراري** Frequency Curve

المنحنى التكراري هو الطريقة الثالثة لتمثيل البيانات في الجداول التكرارية بيانياً ويتم ذلك بتمهيد المضلع التكراري وتحويل خطوطه المنكسرة الى خطوط متصلة منحنية ويفضل رسم المنحنى التكراري للمتغيرات المتصلة. واذا كانت البيانات كثيرة وعدد الفئات كبير، والشكل (2 : 5) يمثل منحنى تكراري لتوزيع علامات (180) طالباً والواردة في جدول (2 : 4).



الشكل (2 : 5) منحنى تكراري لتوزيع علامات 180 طالباً في مادة الاحصاء في التربية (الامتحان النهائي) والواردة في الجدول (2 : 4) .

ملاحظة: ان المساحة تحت المضلع التكراري ليس بالضرورة ان تساوي المساحة تحت المنحنى، لأن المضلع التكراري يمر بجميع النقاط والمنحنى التكراري ليس بالضرورة ان يمر من جميع النقاط وانما في بعض الحالات قد يمر من اغلب النقاط.

هذا ويتم الايصال بين النقاط بخط مائل واملس.

ومن اشكال المنحنيات التكرارية:

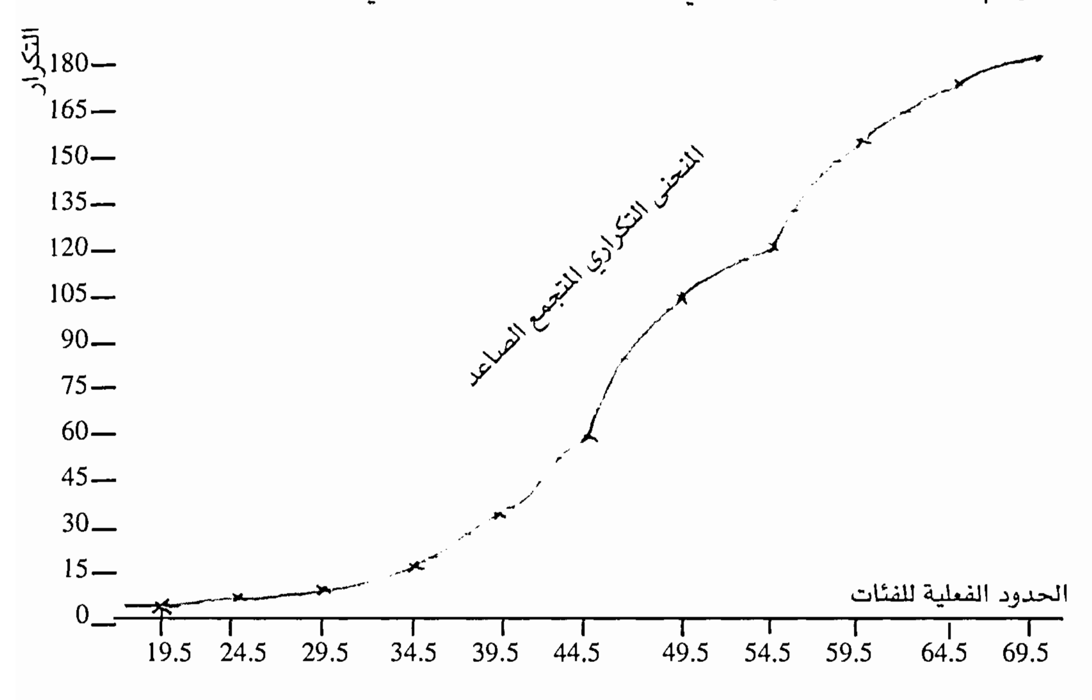
أ - المنحنى التكراري الصاعد. وهنا يتم رسم محورين، المحور الصادي ويوضع عليه الحدود الفعلية للفئات مبتدئين من الحد الأدنى الحقيقي للتوزيع ومنتهين بالحد الأعلى الحقيقي للفئات، ونضع على المحور العمودي التكرار التراكمي الصاعد.

هذا ونتعامل في حالة المنحنى التكراري المجتمع الصاعد مع البيانات الواردة في الجدول (2 : 4) كما هو الحال في الجدول (2 : 5) ادناه.

الجدول (2 : 5) الحدود الفعلية للفئات والتكرار التراكمي الصاعد للبيانات الواردة في الجدول (2 : 4)

الحدود الفعلية	التكرار التراكمي الصاعد
19.5 او اقل	صفر
24.5 او اقل	1
29.5 او اقل	2
34.5 او اقل	10
39.5 او اق	28
44.5 او قل	50
49.5 او اقل	92
54.5 او اقل	122
59.5 او اقل	159
64.5 او اقل	174
69.5 او اقل	180

ويتم تمثيل البيانات الواردة في الجدول (2 : 5) كما هو في الشكل (2 : 6)



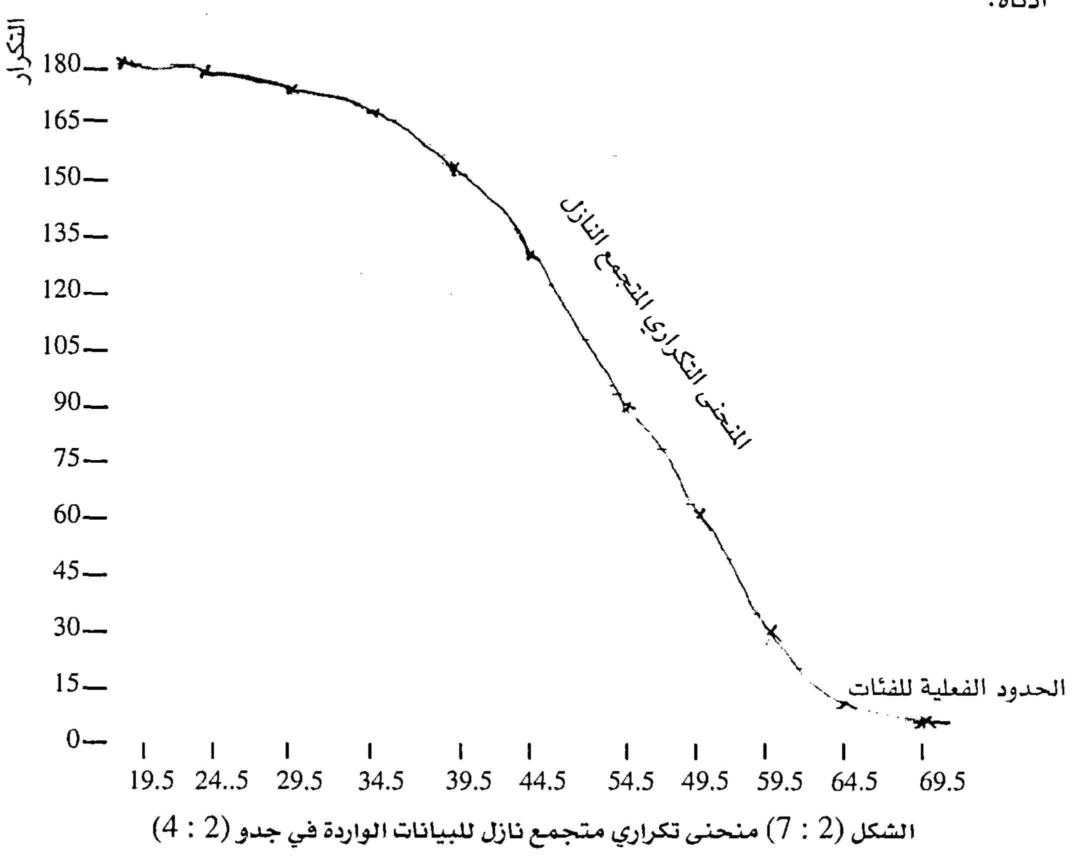
الشكل (2 : 6) منحنى تكراري متجمع صاعد للبيانات الواردة في جدول (2 : 4)

اما في حالة المنحنى التكراري المتجمع النازل فاننا نتعامل مع البيانات الواردة في الجدول (2 :4) على النحو الوارد في (جدول 2 : 6) .

الجدول (2 : 6) الحدود الفعلية للفئات والتكرار التراكمي النازل للبيانات الواردة في الجدول (2 : 4)

الحدود الفعلية للفئات	التكرار التراكمي نازل
19.5 او اكثر	180
24.5 او اكثر	179
29.5 او اكثر	177
34.5 او اكثر	170
39.5 او اكثر	152
44.5 او اكثر	130
49.5 او اكثر	88
54.5 او اكثر	85
59.5 او اكثر	21
64.5 او اكثر	6
69.5 او اكثر	صفر

ويتم تمثيل البيانات الواردة في الجدول (2 : 6) السابق على النحو الوارد في الشكل (2 : 7) ادناه.



الشكل (2 : 7) منحنى تكراري متجمع نازل للبيانات الواردة في جدو (2 : 4)

4 - الخط البياني:

يفضل استخدام الخطوط البيانية عندما يكون المتغيرات التي نتعامل معها من النوع الكمي المتصل، فاذا اردنا على سبيل المثال تمثيل العلاقة بين الذكاء والتحصيل بيانياً فاننا قد نلجأ الى الخط البياني، حيث نضع على المحور الافقي (السينات) علامات الذكاء وعلى المحور العامودي (الصادي) علامات التحصيل.

مثال 2 : 4

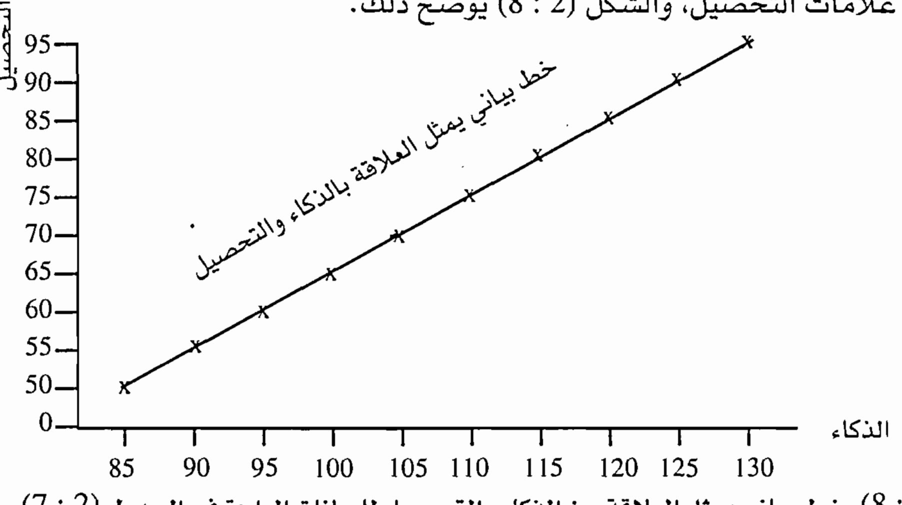
لنفرض انه يوجد لدينا البيانات التالية والواردة في الجدول (2 : 7) والمتعلقة بمعامل الذكاء والتحصيل لـِ (10 أفراد).

الجدول (7:2) معاملات الذكاء والتحصيل لعينة من (10) افراد.

الافراد	معامل الذكاء	التحصيل
1	130	95
2	125	90
3	120	85
4	115	80
5	110	75
6	105	70
7	100	65
8	95	60
9	90	55
10	85	50

الحل:

لتمثيل العلاقة بين المتغيرين (الذكاء والتحصيل) فاننا نلجأ الى الخط البياني وفي مثل هذه الحالة نرسم محورين، المحور السيني ويمثل عليه معاملات الذكاء والمحور الصادي ويمثل عليه علامات التحصيل، والشكل (2 : 8) يوضح ذلك.

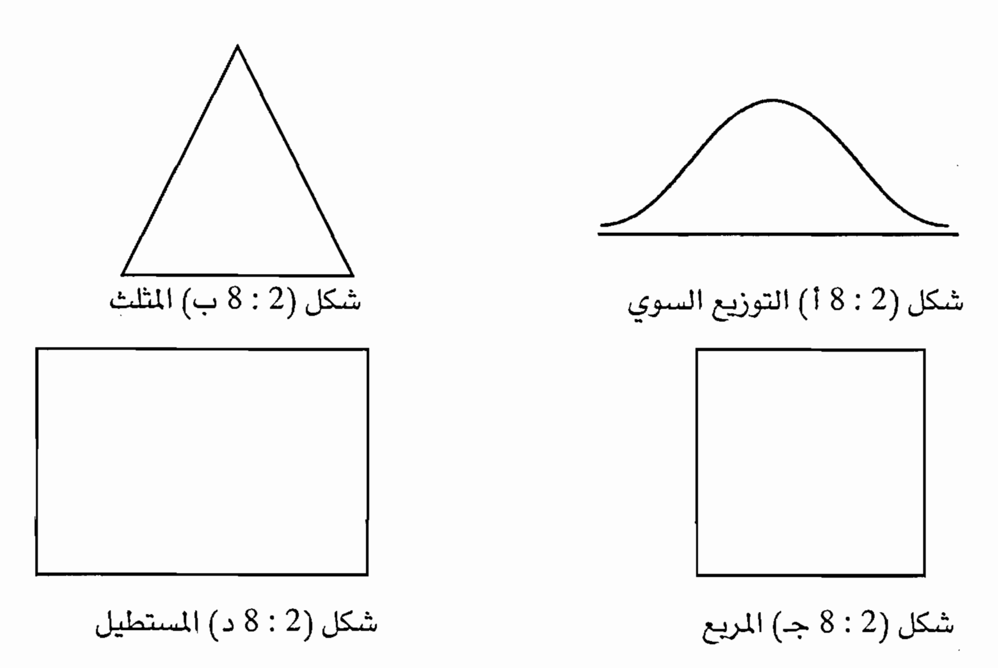


الشكل (2 : 8) خط بياني يمثل العلاقة بين الذكاء والتحصيل للبيانات الواردة في الجدول (2 : 7)

2 : 2 اشكال المنحنيات التكرارية Forms of Frequency Curve

هناك العديد من الاشكال للتوزيعات التكرارية فهناك تقسيمات للاشكال وذلك على النحو الآتي:

1 - التوزيعات المتماثلة وغير المتماثلة Symmatric and Asymmatric يعتبر التوزيع متماثلاً اذا كان بالامكان اقامة عمود على المحور الافقي ويقسم هذا العمود التوزيع الى قسمين متساويين، اي ينطبقان على بعضهما البعض والاشكال (2 : 8 أ ، 2 : 8 ب 2 : 8 جـ، 8:2 د) تمثل توزيعاً متماثلاً.



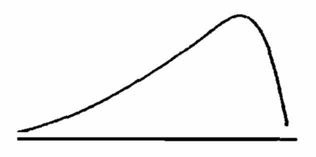
شكل (2 : 8 أ) التوزيع السوي

شكل (2 : 8 ب) المثلث

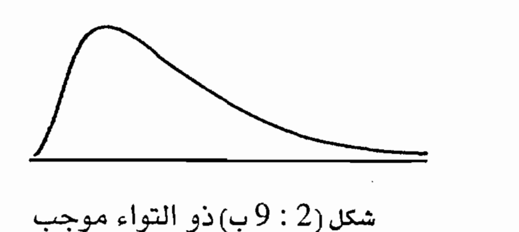
شكل (2 : 8 جـ) المربع

شكل (2 : 8 د) المستطيل

أما بالنسبة للتوزيعات غير المتماثلة فتسمى بالتوزيعات الملتوية (Skewness) ويكون التوزيع ملتوياً إذا امتد احد طرفيه الى اليمين اكثر او الى اليسار اكثر، ويكون ايضاً ملتوياً اذا كانت القيمة العليا فيه بعيدة عن المركز، اي اذا كان عالياً من جهة ومنخفضاً من جهة ثانية وفيما يلي الاشكال (شكل 2 : 9 أ وشكل 2 : 9 ب) التي تمثل التوزيعات الملتوية.



شكل (2 : 9 أ) ذو التواء سالب



شكل (2 : 9 ب) ذو التواء موجب

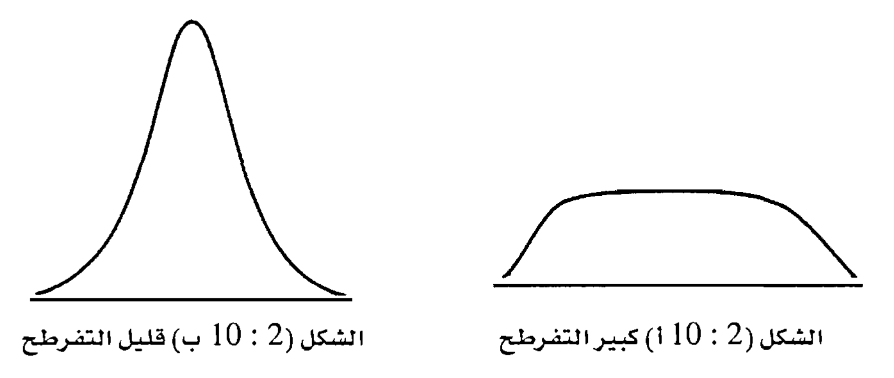
ان الطريقة الاسهل لقياس الالتواء هي في استخدام ما يسمى Pearsonian Coefficent of Skewness وذلك من خلال المعادلة (2 : 1) الآتية:

المعادلة (2: 1)	$$\text{الالتواء} = \frac{3\ (\text{المتوسط} - \text{الوسيط})}{\text{الانحراف المعياري}} = \frac{3(\bar{x} - \text{median}}{S}$$ sk =

إن قيمة الالتواء تتراوح بين + 3 و - 3 فاذا كان التوزيع متماثل فإن الالتواء (SK) موجب لأن الوسط يكون اكبر من الوسيط، وبالتالي تكون البيانات ملتوية نحو اليمين وذلك لان المتوسط يتأثر بالقيم الشاذة فاننا نتوقع ان ينحرف باتجاه اليمين، اما إذا كان الالتواء سالباً، فان البيانات تتجه نحو اليسار والوسط يكون أقل من الوسيط.

3 - التمييز الاخر على ما يسمى تفرطح التوزيع (Kurtosis) والذي يقيس مدى تفرطح التوزيع وتكون قيمته قليلة اذا كانت البيانات القريبة من الوسط الحسابي كثيرة والتوزيع التكراري للبيانات البعيدة عن الوسط الحسابي قليلة.

وهناك بعض التوزيعات كبيرة التفرطح كما هو في الشكل (2 : 10 أ) (Playkurtic) والبعض الاخر قليل التفرطح (Leptokurtic) كما هو في الشكل (2 : 10 ب).

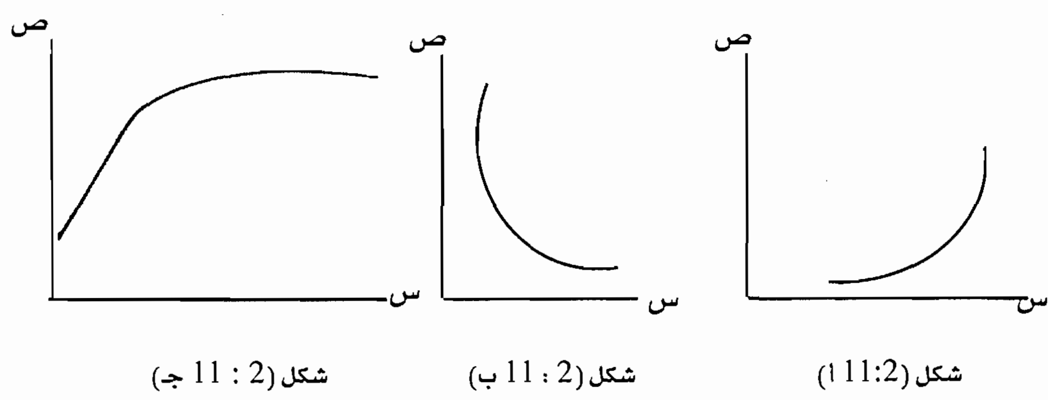


الشكل (2 : 10 أ) كبير التفرطح — الشكل (2 : 10 ب) قليل التفرطح

فعندما يكون التوزيع كبير التفرطح يعني ان البيانات متباعدة (التباين عالي) اما في حالة قليل التفرطح فإن البيانات متقاربة (التباين قليل)، اي ان هناك تجانساً اكثر بين الافراد من حيث الخصائص او الصفات إذا كنا نتحدث عن خصائص او صفات.

4 - هناك. توزيعات اخرى كما هو الحال في التوزيعات الواردة في الاشكال (2 : 11 أ ، 11 : 2 ب ، 2 : 11 جـ).

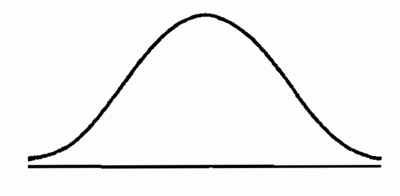




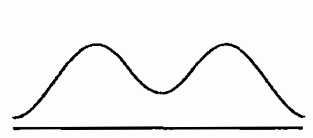
شكل (2:11 أ) شكل (2 : 11 ب) شكل (2 : 11 جـ)

ان التوزيع الوارد في الشكل (2 : 11 أ) يمثل علاقة طردية بين المتغير (س) والمتغير (ص)، والتوزيع الثاني والوارد في الشكل (2 : 11ب) يمثل علاقة عكسية بين االمتغير (س) والمتغير (ص)، اما التوزيع الاخير الوارد في الشكل (2 : 11 جـ) فيشير الى ان العلاقة بين (س و ص) علاقة طردية ولكن هناك ثبات بعد فترة معينة، كما هو الحال في العلاقة بين عدد مرات التدريب والاداء، اي انه كلما زادت مرات التدريب كلما زاد الاداء الى حد ما ثم بعد الزيادة في عدد مرات التدريب لن يؤدي الى الزيادة في الاداء وهذا ما يسمى بالحد الأعلى في التعلم.

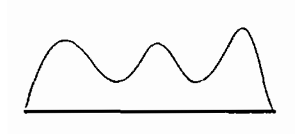
5 - التمييز بين التوزيعات حسب المنوال، فهناك توزيعات ذات منوال واحد (احادية المنوال) كما هو الحال في الشكل (2 : 12 أ))، وتوزيعات ثنائية المنوال كما هو الحال في الشكل (2 : 12 ب)، وتوزيعات متعددة المنوال (اكثر من منوالين) كما هو الحال في الشكل (2 : 12 جـ).



الشكل (2 : 12 أ)
توزيع أحادي المنوال



الشكل (2 : 12 ب)
توزيع له منوالان



الشكل (2 : 12 جـ)
توزيع متعدد المنوال

اسئلة على الفصل الثاني

1 - عدد طرق تمثيل البيانات ومتى يفضل استخدام كل طريقة.

2 - فيما يلي احصائية باعداد طلبة كلية العلوم التربوية في احدى الجامعات.

السنة الدراسية	اعداد الطلبة
الأولى	1500
الثانية	900
الثالثة	800
الرابعة	400

مثل هذه البيانات بواسطة الدائرة وبواسطة الأعمدة.

3- فيما يلي علامات 52 طالباً في امتحان ما.

86 , 82 , 72 , 75 , 81 , 75 , 73 , 77

99 , 74 , 76 , 79 , 73 , 73 , 74 , 71

75 , 77 , 78 , 89 , 75 , 98 , 82 , 75

87 , 98 , 76 , 83 , 68 , 81 , 66 , 85

83 , 97 , 74 , 71 , 88 , 81 , 70 , 80

68 , 67 , 79 , 72, 83 , 84 , 77 , 85

72 , 74 , 72 , 71

بالرجوع للبيانات أعلاه أجب عن الاسئلة التالية:

أ - مثل البيانات في جدول تكراري بحيث تكون الفئة الدنيا 65 - 69.

ب - مثل البيانات بواسطة الأعمدة؟

جـ - مثل البيانات بواسطة مدرج تكراري، ومضلع تكراري؟

د - مثل البيانات بواسطة خط بياني متجمع صاعد؟

هـ - مثل البيانات بواسطة خط بياني متجمع نازل؟

و - 1- عند رسم مضلع تكراري ما هي احداثيات الفئة 60 - 64.

2- عند رسم مدرج تكراري، ما هي احداثيات الفئة 75 - 79.

3- عند رسم اعمدة بيانية، ما هي احداثيات الفئة 15 - 19.

4- ما خصائص المنحنى السوي (الطبيعي)؟



الفصل الثالث

مقاييس النزعة المركزية

مقاييس النزعة المركزية
Measures of Central Tendency

1:3 مقدمة

لقد ذكرنا في الفصل الثاني عن كيفية تنظيم البيانات وتلخيصها في جداول تكرارية، ووصف التوزيعات التكرارية عن طريق الرسم بالاعمدة والمدرج التكراري والمضلع التكراري، ولكن الباحث يرغب احيانا في اجراء مقارنات بين عدد من التوزيعات فلذا يعمد الى وصف البيانات بطرق كمية رقميةِ للتوزيعات التكرارية. ويلزمنا لوصف البيانات او التوزيعات التكرارية ومقارنتها مع بعضها البعض معرفة ثلاثة انواع من المعلومات هي:

1. معرفة شكل البيانات Shape of the Data
2. موقعها على المقياس او ادوات القياس Location
3. وصف توزيع الفروق بين الدرجات لهذه البيانات Dispersion

هذا وقد تحدثنا في الفصل الثاني عن شكل البيانات من خلال التمثيل البياني للبيانات.

وفيما يتعلق بالنقطة الثانية فسوف نتحدث عن مقاييس النزعة المركزية (المنوال، الوسط الحسابي، الوسيط). وقبل البدء باجراءات وطرق حساب مقاييس النزعة المركزية فمن الضروري ان نتعرف على الاجراءات لوصف الدرجات الفردية، اي الدرجات الخام (Raw Scores) التي يحصل عليها الطالب في امتحان معين، فالدرجة الخام التي يحصل عليها الطالب في امتحان ما لا معنى لها منفردة، فلذا فان المدرسين وغيرهم من المهتمين بالموضوع يقدمون تفسيرات معيارية لهذه الدرجات، مثال ذلك لو كانت علامة طالب في امتحان ما تساوي (90) فالمدرس يحاول ان يوضح للوالدين موقع هذا الطالب بالنسبة للاخرين فقد يقول انه من المبرزين او الاوائل او ان رتبته تساوي 95% او اعلى من متوسط الطلبة وهكذا.

وباختصار فاننا اذا اردنا ان نصف توزيع ما فيجب ان نبين شكل التوزيع ومتوسطه وتشتته، فالرسم يبين شكل التوزيع بينما مقاييس النزعة المركزية تبين متوسط او وسيط التوزيع ومقاييس التشتت تبين المدى الذي تتوزع فيه هذه البيانات او الدرجات.

2:3 مقاييس النزعة المركزية Measures of Central Rendency:

اذا كان مجتمع الدراسة كبيراً فان معظم السمات التي نقيسها عند افراد المجتمع تتجمع في وسط التوزيع وقليل منها يكون على طرفي التوزيع، ففي التوزيعات السوية او الطبيعية فان معظم اطوال الطلبة تقع حول وسط التوزيع وبالتالي فان مقياس النزعة المركزية (كالمتوسط مثلاً) يقع تقريباً في مركز التوزيع. اما في التوزيعات الملتوية غير السوية فربما لا تقع مقاييس النزعة المركزية قرب المركز وقد اشرنا في الفصل الثاني الى بعض التوزيعات الملتوية. وهكذا فانه ليس المهم حساب مقياس النزعة المركزية بل ايضا تفسير البيانات بناءً على الشكل العام للتوزيع.

هناك ثلاث مقاييس للنزعة المركزية هي المنوال والوسط الحسابي والوسيط وفيما يلي وصف وتوضيح لكل مقياس من هذه المقاييس.

1:2:3 المنوال Mode:

هو ابسط مؤشرات مقاييس النزعة المركزية ويعرف بانه القيمة الاكثر تكراراً في توزيع ما، فلو كان لدينا القيم التالية: 4 ، 6 ، 8 ، 4 ، 7 فالقيمة الاكثر تكراراً هنا هي (4)، فلذا فهي منوال التوزيع.

اما اذا كانت القيمة في جدول تكراري فان المنوال هو مركز الفئة الاكثر تكرار، فلو نظرنا الى البيانات الواردة في الجدول (1:3).

الجدول (1:3) توزع علامات (27) طالباً في امتحان ما

الفئة	التكرار
9-5	3
14-10	5
19-15	7
24-20	6
29-25	4
34-30	2

فان المنوال هو العلامة 17، اي مركز الفئة الاكثر تكراراً ويتم الحصول عليه باستخراج متوسط مجموع حدي الفئة والذي يساوي في هذه الحالة:

$$17 = \frac{19 + 15}{2}$$

ويسمى التوزيع احادي المنوال Unimodal اذا كان له منوال واحد واحيانا يكون هناك في توزيع ما منوالين bimodal كما هو الحال في البيانات الآتية:

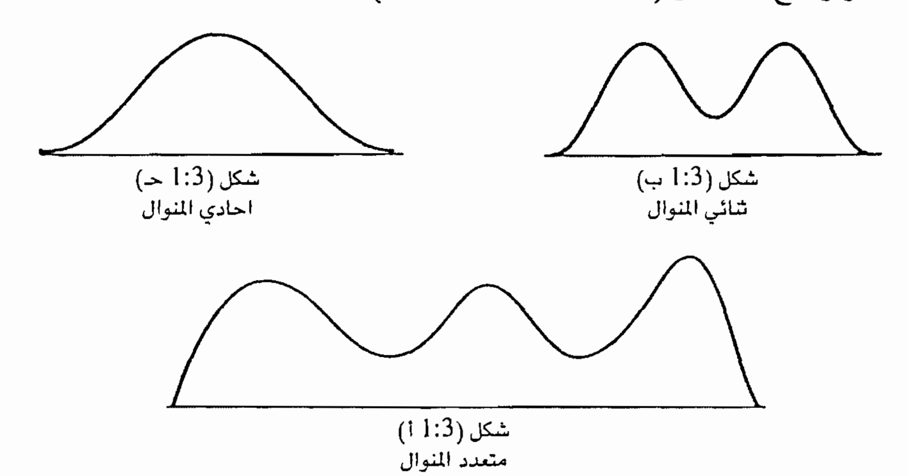
7 ، 6 ، 3 ، 8 ، 6 ، 5 ، 3

فالقيم الاكثر تكراراً في التوزيع هما العلامتين 3 ، 6، فلذا فان لهذا التوزيع منوالان هما العلامة (3) وتكرارها (2)، والعلامة 6 وتكرارها (2) ويسمى التوزيع في مثل هذه الحالة ثنائي المنوال.

اما اذا كان للتوزيع اكثر من منوالين فيسمى عندئذ متعدد المنوال Multimodal وذلك كما هو في البيانات التالية:

3 ، 6 ، 5 ، 9 ، 31 ، 3 ، 4 ، 7 ، 9 ، 8 ، 4

فالقيم الاكثر تكراراً في البيانات السابقة هي العلامات 3 ، 4 ، 9 اذ ان تكرار كل منها (2)، هذا وتوضح الاشكال (1:3 أ ، 1:3 ب ، 1:3 حـ) ذلك.



شكل (1:3 حـ)
احادي المنوال

شكل (1:3 ب)
ثنائي المنوال

شكل (1:3 أ)
متعدد المنوال

2:2:3 الوسط الحسابي Mean

الوسط الحسابي هو اكثر مقاييس النزعة المركزية استخداماً وهو المعدل الحسابي لمجموعة من القيم او الدرجات ويرمز له بالرمز (سَ) او ($\overline{X}$) اذا كان لعينة، بينما يرمز له بالرمز ($\mathcal{M}$) او (μ) اذا كان لمجتمع. ويمكن حساب الوسط الحسابي باستخدام المعادلة الآتية:

المعادلة 1:3

$$\bar{X} = \frac{\Sigma x}{N}$$ او $$\bar{س} = \frac{\text{مجـس}}{ن}$$

مثال (1:3): ما الوسط الحسابي للقيم الآتية:

60 ، 65 ، 68 ، 69 ، 70

بالرجوع الى المعادلة السابقة فان:

$$\bar{س} = \frac{60 + 65 + 68 + 69 + 70}{5}$$

$$= 66.4$$

اما اذا كانت القيم مكررة فان المعادلة السابقة تصبح على النحو الآتي:

المعادلة 2:3

$$\bar{X} = \frac{\Sigma fx}{\Sigma f}$$ او $$\bar{س} = \frac{\text{مجـ ت س}}{\text{مجـ ت}}$$

حيث ترمز:

ت = مجموع التكرارات

مجـ = مجموع

مثال (2:3): فيما يلي توزيع علامات (12) طالباً في امتحان علم النفس (العلامة من 10).

الجدول 2:3 توزع علامات 12 طالباً في امتحان علم النفس

العلامة (س)	التكرار (ت)	ت س
3	2	6
5	6	30
8	3	24
4	1	4
	12	64

وبتطبيق المعادلة (2:3) فان مجـ ت س = 64 وبالتالي فان الوسط الحسابي لهذه القيم

$$= \frac{64}{12}$$

$$= 5.33$$

وبنفس الطريقة يمكن حساب الوسط الحسابي للبيانات الواردة في جدول تكراري.

مثال (3:3): فيما يلي توزيع علامات الامتحان النهائي لـ (40) طالباً في مادة المدخل الى علم الاجتماع (جدول 3:3).

جدول (3:3) توزع علامات الامتحان النهائي لـ (40) طالباً

لمادة المدخل الى علم الاجتماع

الفئات	التكرار	مركز الفئة (س)	ت س
9-5	3	7	21
14-10	5	12	60
19-15	7	17	119
24-20	9	22	198
29-25	7	27	189
34-30	5	32	160
39-35	3	37	111
44-40	1	42	42
	40		900

الحل:

لحساب الوسط الحسابي للتوزيع اعلاه فاننا نلجأ الى الخطوات الآتية:

1- نحدد مراكز الفئات لان مركز الفئة يفترض ان يمثل علامات الطلبة الواقعين في هذه الفئة أحسن تمثيل وبهذا يتحول التوزيع الى توزيع مشابه للتوزيع السابق، اي لدينا قيماً متكررة.

2- للحصول على مجموع القيم نضرب التكرار بمركز الفئة ثم نجمعها ونضعها في عمود جديد. (ت س)

3- نقسم حاصل الخطوة الثانية على مجموع التكرارت فنحصل على الوسط الحسابي وذلك باستخدام المعادلة 2:3، وبالتالي: فإن

الوسط الحسابي = $\frac{900}{40}$

= 22.5

1:2:2:3 الوسط الحسابي المرجح او الموزون Weighted Mean

اذا كان لدينا مجموعات او صفوف ذات اعداد مختلفة وكنا نعرف الوسط الحسابي لكل مجموعة او صف فكيف نحصل على الوسط الحسابي لهذه المجموعات.

مثال (4:3): اذا كان متوسط الشعبة (أ) في امتحان اللغة العربية (66)، وكان عدد افراد الشعبة (40) طالباً، وكان متوسط الشعبة (ب) هو (70)، وعدد افرادها (30) فما متوسط الشعبتين معاً.

الحل:

لايجاد الوسط الحسابي المرجح او الموزون فاننا نلجأ الى المعادلة الآتية (المعادلة 3:3):

المعادلة 3:3

$$\bar{س}_{م} = \frac{س_1 ن_1 + س_2 ن_2 + س_3 ن_3 + \dots + س_ك ن_ك}{ن_1 + ن_2 + ن_3 + \dots\dots ن_ك}$$

$$M\bar{x} = \frac{\bar{x}_1 n_1 + \bar{x}_2 n_2 + \bar{x}_3 n_3 + \dots + \bar{x}_k n_k}{n_1 + n_2 + n_3 + \dots + n_k}$$

$\bar{س}_{م}$= متوسط المتوسطات او الوسط الحسابي المرجح

وبتطبيق المعادلة السابقة على البيانات الواردة في المثال فان:

$$\bar{س}_{م} = \frac{30 \times 70 + 40 \times 65}{30 + 40}$$

$$= 67.14$$

نلاحظ من الاجابة ان الوسط الحسابي المرجح او الموزون يقع بين الوسطين الحسابيين الذي حسب منهما.

2:2:2:3 خصائص الوسط الحسابي

هناك العديد من الخصائص التي يتمتع بها الوسط الحسابي وتتمثل بالآتي:

1- يأخذ المتوسط بعين الاعتبار جميع القيم في حسابه.

2- مجموع انحرافات القيم عن المتوسط تساوي صفراً، فلو اخذنا على سبيل المثال القيم التالية:

س (العلامة)   4   5   6   3   2   فمتوسطها = 4

س - م   صفر   +1   +2   -1   -2

مجـ (س - م) = صفر

3- يتأثر الوسط الحسابي بالعمليات الحسابية الاربعة.

4- يتأثر الوسط الحسابي بالقيم الشاذة او المتطرفة وذلك لان الوسط الحسابي يأخذ بعين الاعتبار جميع القيم في حسابه.

5- هناك صعوبة في حساب الوسط الحسابي في حالة الفئات المفتوحة لانه من الصعب تحديد مراكز الفئات، وهذه المشكلة يمكن ان تحل بتحديد مراكز للفئات بصورة تقريبية او حساب الوسيط.

3:2:3 الوسيط Median

يعتبر الوسيط المقياس الثالث من مقاييس النزعة المركزية ويسمى ايضا المئين ₀ 50th Percentile وهو نقطة في توزيع ما يقع تحتها 50% من الحالات او الدرجات، وعندما يكون عدد القيم معروف فانه يمكن حساب الوسيط وفقاً للخطوات الآتية:

1- ترتيب القيم او الدرجات ترتيباً تصاعدياً او تنازلياً.

2- اذا كان عدد القيم فردياً فان الوسيط هو القيمة التي تقع في منتصف التوزيع، ويتم ايجاد ترتيب الوسيط حسب المعادلة (4:3) الآتية:

المعادلة (4:3)

ترتيب الوسيط = $\frac{ن + 1}{2}$ $\qquad$ $\text{Rank of Median} = \frac{N+1}{2}$

فاذا كان لدينا البيانات التالية: 3 ، 6 ، 12 ، 18 ، 19 ، 21 ، 23 فان القيم هنا عبارة عن سبع قيم ولذلك فان: ترتيب الوسيط = $\frac{7+1}{2}$

= 4

اي ان ترتيب الوسيط هو الرابع وبالتالي فان الوسيط يساوي (18)، حيث يقع تحته (3) قيم وفوقه (3) قيم اي 50% من القيم فوقه و 50% من القيم تحته.

هذا مع الاخذ بعين الاعتبار ان القيم السابقة مرتبة تصاعدياً.

3- اذا كان عدد القيم زوجياً، فإن منتصف المسافة بين القيمتين الواقعتين في وسط التوزيع تكون الوسيط، أي أن هناك ترتيبان وذلك وفقاً للمعادلة (5:3) الآتية:

المعادلة (5:3)

الترتيب الأول = $\frac{ن}{2}$ $\text{First Rank} = \frac{N}{2}$

الترتيب الثاني = $\left(\frac{ن}{2}\right) + 1$ $\text{Second Rank} = \left\{\frac{N}{2}\right\} + 1$

وبتطبيق المعادلة (5:3) على البيانات التالية:

18 ، 23 ، 27 ، 28 ، 29 ، 40 ، 44 ، 46

فان ترتيب الوسيط الاول = $\frac{8}{2}$

= 4

وترتيب الوسيط الثاني = $\left(\frac{8}{2}\right) + 1$

= 5

وبالرجوع الى البيانات السابقة فان الوسيط يقع بين القيمتين 28 ، 29 ، اي القيمتين اللتين ترتيبهما الرابع والخامس، وبالتالي فان الوسيط = $\frac{29 + 28}{2}$

= 28.5

ولكن عندما تكون القيم كثيرة ووضعت في جدول تكراري، فاننا نستخدم المعادلة (6:3) الآتية:

المعادلة 6:3

الوسيط = الحد الادنى للفئة الوسيطية + $\left(\frac{\frac{\text{عدد الحالات} \times}{0.50} - \frac{\text{عدد الحالات تحت}}{\text{الفئة الوسيطية}}}{\text{عدد الحالات ضمن الفئة الوسيطية}}\right)$ × طول الفئة

$$Mdn = 11 + \frac{n\,(0.50) - cf}{fi}\,(w)$$

حيث ان: 11 : الحد الادنى للفئة الوسيطية

cf : مجموع التكرارات تحت الفئة الوسيطية

fi : تكرار الفئة الوسيطية

w : طول الفئة

n : مجموع التكرارات

ولأيجاد قيمة الوسيط فاننا نلجأ الى الخطوات الآتية:

1- ايجاد جدول تكراري متجمع صاعد.

2- نجد المجموع الكلي للتكرارات اي (مجـ ن) ونضربه بـ 50% لمعرفة عدد القيم المطلوبة للحصول على الوسيط.

3- نجد الحدود الفعلية لفئات التوزيع.

4- نستخدم المعادلة (6:3) لحساب الوسيط.

مثال (5:3) فيما يلي توزع علامات 180 طالبا في امتحان ما (جدول 4:3)

الجدول (4:3) توزع علامات 180 طالبا في امتحان ما

الفئة	التكرار	تكرار متجمع صاعد
24-20	1	1
29-25	2	3
34-30	7	10
39-35	18	28
44-40	22	50
49-45	42	92
54-50	30	122
59-55	37	159
64-60	15	174
69-65	6	180

الحل:

لايجاد الوسيط او المئيني$_{50}$ **فاننا نلجأ الى الآتي:**

1- ايجاد جدول تكراري متجمع صاعد (انظر الجدول 4:3).

2- ترتيب الوسيط = مجموع التكرارات × $\frac{50}{100}$

$$\frac{50}{100} \times 180 =$$

= 90 ، اي ان عدد التكرارات المطلوبة للوسيط تساوي 90

3- بالنظر الى التكرار المتجمع الصاعد فان الوسيط يقع بين التكرار المتجمع 50 والتكرار المتجمع الصاعد 92، وبالتالي يقع ضمن الفئة 45-49 . والتي تكرارها 42

4- وبتطبيق المعادلة (6:3) فان:

$$\text{الوسيط} = 44,5 + \left[\frac{50 - 0.50 \times 180}{42}\right] \times 5$$

$$= 49.26$$

اي ان العلامة 49.26 هي العلامة التي يقع ضمنها او تحتها 50% من الحالات ويقع فوقها 50% من الحالات:

1:3:3 ملاحظات على الوسيط:

1- يستخدم الوسيط كمقياس للنزعة المركزية بدلاً من الوسط الحسابي عندما تكون هناك قيماً شاذة في التوزيع.

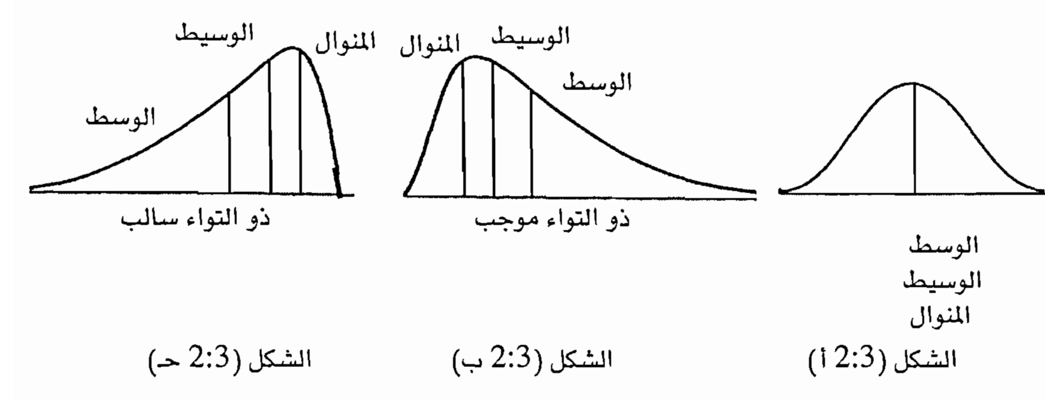
2- يستخدم في حالة الفئات المفتوحة.

3- الوسيط قليل الحساسية للتغيرات التي تحدث في قيم البيانات الاصلية لانه يهتم بالقيم الواقعة في المنتصف ويهمل الاطراف على عكس المتوسط الذي يعتبر شديد الحساسية، لانه يأخذ بعين الاعتبارجميع القيم في حسابه.

4- يمكن استخدامه في حالة المتغيرات الكيفية او الوصفية التي لا نعبر عنها بالارقام كما هو الحال في ترتيب الافراد وفقاً لخصائصهم.

4:3 مقارنة بين المنوال والمتوسط والوسيط: وما هو افضل مقاييس النزعة المركزية؟

إن الاجابة على هذا السؤال تعتمد على نوع المتغير الذي نتعامل معه هل هو وصفي ام كمي وكذلك على نوع المقياس المستخدم. فاذا كانت البيانات مقاسة على مستوى المقياس الاسمي، فإن المنوال هو الملائم، اما اذا كانت البيانات مقاسة على مستوى التراتيب فان كلاً من الوسيط والمنوال ملائمان، اما اذا كانت البيانات مقاسة على مستوى الفترات (المسافات)، والنسبة فان جميع مقاييس النزعة المركزية (الوسط، والوسيط، والمنوال) تكون ملائمة. هذا وتبين الاشكال (2:2 أ ، 2:3 ب ، 2:3 حـ) موقع كل من مقاييس النزعة المركزية:



الشكل (2:3 أ) الشكل (2:3 ب) الشكل (2:3 حـ)

ففي حالة الشكل (2:3 أ) فان الوسط والوسيط والمنوال تقع على نقطة واحدة وهذه الحالة عندما يكون التوزيع سوي او طبيعي Normal Distribution.

وفي حالة الشكل (2:3 ب) فان الوسط يقع اول عند نهاية المنحنى وبعد ذلك يأتي الوسيط ومن ثم المنوال وهذا في حالة التوزيع الملتو التواء موجباً.

وفي حالة الشكل (2:3 حـ) فان الوسط يقع عند نهاية المنحنى من الجهة الاخرى ثم يليه الوسيط واخيراً المنوال، وهذه الحالة تكون عندما يكون التوزيع ملتو التواء سالباً.

إن اختيار احد مقاييس النزعة المركزية يعتمد ايضا على الغرض من استخدامه. فاذا كنا نريد ان نستنتج نتائج من العينة لتعميمها على المجتمع الذي سحبت منه العينة فان المتوسط عندئذ هو الملائم لانه يمكن معالجته رياضياً.

اما اذا كان الهدف وصف البيانات فيجب اختيار الاكثر ملائمة لذلك.

اسئلة الفصل الثالث

س1 : فيما يلي جدولاً تكرارياً لعلامات 120 طالباً

الفئة	التكرار
40-38	4
37-35	8
34-32	15
31-29	18
28-26	20
25-23	17
22-20	12
19-17	12
16-14	10
13-11	4
10-8	0

بالرجوع للبيانات في الجدول السابق اجب عن ما يلي:

1- احسب المتوسط والوسيط للبيانات السابقة؟

2- ما منوال التوزيع؟

3- اذا كان لديك بيانات عن ظاهرة ما وكان المتوسط يساوي الوسيط ويساوي المنوال فما شكل المنحنى الذي يمثل هذه البيانات؟



الفصل الرابع

مقاييس التشتت

مقاييس التشتت

Measures of of Variation

1:4 مقدمة

إن شكل التوزيع ومقاييس النزعة المركزية هما خاصيتان من ثلاث خواص تستخدم في وصف توزيع ما. اما الخاصية الثالثة فهي مقاييس التشتت او كيفية توزع بيانات ما.

وفي الحقيقة فاننا لا نستطيع ان نميز بين قيمتين الا اذا عرفنا احد مقاييس التشتت واحد مقاييس النزعة المركزية، فالبيانات التالية:

30 ، 40 ، 50 ، 60 ، 70 ، وسطها هو (50) وكذلك البيانات التالية 48، 49، 50 ، 51، 52 هي الاخرى وسطها (50)، ولكن هذين التوزيعين يختلفان عن بعضهما البعض.

فالتوزيع الاول مداه الحقيقي (41) بينما التوزيع الثاني مداه الحقيقي يساوي (5)، وبالتالي لا نستطيع ان نقول ان التوزيعين متماثلين بناءً على كون متوسطهما متساوي.

من هنا جاءت الحاجة الى مقاييس التشتت وذلك لغايات اجراء مقارنة بين توزيعين.

فلذا لنستطيع ان نقارن بين توزيعين فاننا بحاجة الى احد مقاييس النزعة المركزية واحد مقاييس التشتت والا فان المقارنة غير ذات معنى. ومن اهم مقاييس التشتت المدى والانحراف المتوسط ونصف المدى الربعي والانحراف المعياري والتباين.

2:4 المدى Range

وهو ابسط مقاييس التشتت ويمكن حساب المدى الحقيقي للبيانات عن طريق المعادلة الآتية:

المعادلة 1:4

المدى = (أعلى قيمة - أدنى قيمة) + 1

Rang = [Largest Value Smaliest valu] + 1

ان اضافة (1) للفرق بين أعلى قيمة وأدنى قيمة حتى نضع بالاعتبار القيمتان المتطرفتان في التوزيع. فالمدى يعتمد في حسابه على قيمتين في التوزيع هما أدنى قيمة وأعلى قيمة ولا يدخل في حسابه كل قيم التوزيع.

3:4 الانحراف المتوسط Mean Deviation

يعرف الانحراف المتوسط بانه معدل مجموع انحرافات القيم المطلقة عن متوسطها. ومن المعروف أنه من خواص المتوسط كما ذكرنا ان مجموع انحرافات القيم عن متوسطها يساوي صفراً. فلهذا قلنا في التعريف الانحرافات المطلقة، اي بغض النظر عن اشاراتها. فلذا فاننا عند حساب الانحراف المتوسط نغض الطرف عن اشارات انحرافات القيم. ونجمع القيم المطلقة حتى لا يكون مجموعها صفراً.

فعلى سبيل المثال اذا اردنا ان نجد الانحراف المتوسط للقيم التالية:

9 ، 12 ، 7 ، 5 ، 2 ، 3 ، 4 فاننا نجد اولا المتوسط والذي يساوي في مثل هذه الحالة (6) وبالتالي الانحراف المتوسط = $\frac{(6-4) + (6-3) + (6-5) + (6-7) + (6-12) + (6-9)}{7}$

$= 2.29$

ولكن يعاب على الانحراف المتوسط بانه لا يوجد اي مبرر رياضي لجمع القيم دون النظر الى اشاراتها. لذا فقد لجأ الاحصائيون لتطوير طريقة اخرى لحساب تشتت قيم توزيع ما، هذه الطريقة تدعى نصف المدى الربعي.

4:4 نصف المدى الربعي Interquartile Range

بالاضافة الى ما ذكر سابقاً عن الانحراف المتوسط، فان نصف المدى الربعي يستخدم في حالة وجود قيم شاذة او متطرفة لانه في مثل هذه الحالة لا يمكن ان يعطينا المدى صورة صادقة عن الفروق بين الدرجات لان المدى كما رأينا يعتمد على القيم الموجودة على الاطراف.

كذلك يستخدم نصف المدى الربعي في حالة وجود فئات مفتوحة والتي يصعب تحديد مراكز فئات لها.

ويعرف نصف المدى الربعي بانه متوسط الفرق بين الربيع الثالث (ي$_{75}$) والربيع الاول (ي$_{25}$) ولحساب نصف المدى الربعي فاننا نلجأ الى الخطوات الآتية:

1- نحسب المئيني$_{75}$ كما مر معنا سابقاً وباستخدام المعادلة 6:3 ولكن بدلا من ضرب مجموع التكرارات في $\frac{50}{100}$ فاننا نضرب مجموع التكرارات في $\frac{75}{100}$.

2- نحسب المئيني$_{25}$ وباستخدام ايضا المعادلة 6:3 ولكن نضرب مجموع التكرارات في $\frac{25}{100}$.

3- يتم قسمة الفرق بين المئيني$_{75}$ والمئيني$_{25}$ على 2 فيكون الناتج نصف المدى الربعي.

وبتطبيق ذلك على البيانات الواردة في الجدول (4:3)

فان المئيني$_{75}$ = $5 \times \left[\frac{122 - 0.75 \times 180}{37}\right] + 54.5$

$= 1.756 + 54.5$

$= 56.26$

اما المئيني$_{25}$ = $5 \times \left[\frac{28 - 0.25 \times 180}{22}\right] + 39.5$

$= 3.864 + 39.5$

$= 43.36$

وباعتماد البيانات السابقة فان:

نصف المدى الربعي = $\left[\frac{43.36 - 56.26}{2}\right]$

$= 6.45$

يمتاز نصف المدى الربعي على الانحراف المتوسط بانه يقوم على اسس رياضية ولكن يعاب عليه اننا لا نعتمد في حسابه على كل قيم التوزيع بل على قيمتين هما المئيني$_{75}$ والمئيني$_{25}$.

5:4 التباين Variance

لقد بينا سابقاً أنه عند حساب الانحراف المتوسط بأننا نستخرج معدل انحرافات القيم المطلقة عن متوسطها وقلنا انه لا يوجد هناك مبرر رياضي لذلك. وتحاشياً لهذا جاء التباين ويعرف بانه معدل مجموع مربعات انحرافات القيم عن متوسطها. والهدف من تربيع الانحرافات للقيم هو للتخلص من اشارات السالب ويمكن حساب التباين باستخدام المعادلة (2:4) التالية:

المعادلة 2:4

$$\text{التباين } (ع^2) = \frac{\text{مجـ } (س - \bar{س})^2}{ن - 1} \qquad S^2 = \frac{\Sigma (x - \bar{x})^2}{n - 1}$$

او يمكن حساب التباين باستخدام المعادلة 3:4

المعادلة 3:4

$$\text{التباين } (ع^2) = \frac{\text{مجـ } س^2 - \frac{(\text{مجـ } س)^2}{ن}}{ن - 1} \qquad S^2 = \frac{\Sigma x^2 - \frac{(\Sigma x)^2}{n}}{n - 1}$$

اذ ان $\bar{س}$: متوسط القيم

س : ترمز للقيم

مجـ : مجموع

وقد طرحنا (1) من عدد الافراد على اساس ان البيانات التي لدينا هي بيانات لعينة اختيرت من مجتمع ما ليتم دراستها وتعميم نتائجها فيما بعد على المجتمع الذي اختيرت منه. لذلك فاننا عندما نريد ان نستخرج التباين لبيانات مجتمع كامل فاننا نقسم على (ن)، اي جميع الافراد بدون ان تطرح منه القيمة (1).

مثال (1:4) احسب التباين للقيم الآتية: 5 ، 7 ، 10 ، 8 ، 6 ، 4 ، 9

لايجاد التباين للبيانات الواردة في المثال (1:4) فاننا نلجأ الى الخطوات الآتية:

1- نقوم بحساب الوسط للقيم السابقة وفي مثل هذه الحالة فان:

$$\text{الوسط} = \frac{49}{7}$$

$$= 7$$

2- نطرح الوسط من كل قيمة من القيم ونربع الناتج وذلك كما هو وارد ادناه:

$$\text{مجـ } (س - \bar{س})^2 = (7-5)^2 + (7-7)^2 + (7-10)^2 + (7-8)^2 + (7-6)^2 + (7-4)^2 + (7-9)^2$$

$$= 4 + \text{صفر} + 9 + 1 + 1 + 9 + 4$$

$$= 28$$

3- يقسم الناتج من الخطوة رقم (2) على (عدد الافراد - 1) وبالتالي يكون

$$\text{التباين } (ع^2) = \frac{28}{7-1}$$

$$= 4.67$$

كما يمكن الوصول الى نفس النتيجة باستخدام المعادلة (3:4)

وبتطبيق المعادلة 3:4 على البيانات الواردة في المثال (1:4) فان:

مجـ س = 5 + 7 + 10 + 8 + 6 + 4 + 9

= 49

مجـ س^2 = 25 + 49 + 100 + 64 + 36 + 16 + 81

= 371

$$ع^2 = \frac{371 - \frac{49 \times 49}{7}}{7 - 1}$$

= 4.67

اما اذا كانت القيم موضوعة في جدول تكراري فيمكن حساب التباين باستخدام المعادلة (4:4) الآتية:

المعادلة 4:4

$$ع^2 = \frac{\text{مجـ ت س}^2 - \frac{(\text{مجـ ت س})^2}{ن}}{ن - 1}$$

$$S^2 = \frac{\Sigma fX^2 - \frac{(\Sigma fX)^2}{n}}{n - 1}$$

ن = مجموع التكرارت

مثال (2:4): فيما يلي توزع علامات (15) طالباً في مادة الاحصاء في التربية.

جدول 1:4 توزع علامات (15) طالباً في مادة الاحصاء في التربية

الفئة	التكرار (ت)	مركز الفئة (س)	ت س	س^2	ت س^2
14-10	1	12	12	144	144
19-15	3	17	51	289	867
24-20	5	22	110	484	2420
29-25	4	27	108	729	2916
34-30	2	32	64	1024	2048
	15		345		8395

وبتطبيق المعادلة (4:4) على البيانات الواردة في الجدول (1:4) فان

$$ع^2 = \frac{8395 - \frac{345 \times 345}{15}}{14}$$

$$= \frac{8395 - 7935}{14}$$

$$= \frac{460}{14}$$

$$= 32.86$$

6:4 الانحراف المعياري Standard Deviation

الانحراف المعياري من اكثر مقاييس التشتت استخداماً ويعرف بانه الجذر التربيعي لمعدل مجموع مربعات انحرافات القيم عن متوسطها. اي ان الانحراف المعياري هو الجذر التربيعي للتباين، ويتطلب حسابه اولا حساب التباين للقيم ثم استخراج الجذر التربيعي للتباين فيكون الناتج هو الانحراف المعياري.

فلو كان التباين لمجموعة من العلامات يساوي 64 فان الانحراف المعياري يساوي $\sqrt{64}$ = (8).

ففي حالة البيانات بدون وجود تكرارات فان المعادلة 2:4 تصبح على النحو الآتي (المعادلة 5:4):

المعادلة 5:4

$$ع = \sqrt{\frac{مجـ (س - \bar{س})^2}{ن - 1}} \qquad S = \sqrt{\frac{\Sigma (X - \bar{X})^2}{n - 1}}$$

والمعادلة 3:4 تصبح على النحو الآتي (المعادلة 6:4)

المعادلة 6:4

$$ع = \sqrt{\frac{مجـ س^2 - \frac{(مجـ س)^2}{ن}}{ن - 1}} \qquad S = \sqrt{\frac{\Sigma X^2 - \frac{(\Sigma X)^2}{n}}{n - 1}}$$

اما في حالة التكرارات، ولايجاد الانحراف المعياري فان المعادلة 4:4 تصبح على النحو الآتي (المعادلة 7:4)

المعادلة 7:4

$$\text{ع} = \sqrt{\frac{\text{مجـ ت س}^2 - \frac{(\text{مجـ ت س})^2}{\text{ن}}}{\text{ن} - 1}} \qquad S = \sqrt{\frac{\Sigma fX^2 - \frac{(\Sigma fX)^2}{n}}{n - 1}}$$

يستخدم التباين او الانحراف المعياري لوصف تشتت القيم عن متوسطها. اي لوصف بعد وقرب القيم عن المتوسط. فكلما كانت قيمة الانحراف المعياري كبيرة دل ذلك على تشتت وتباعد القيم عن المركز. والقيمة القليلة للانحراف المعياري تدل على تجانس اكثر بين القيم، ولكن الانحراف المعياري يستخدم اكثر من التباين لان التباين يعبر عنه بوحدات مربعة بينما الانحراف المعياري يعبر عنه بقيم مشابهة للقيم الاصلية. مثال ذلك في تفسيرنا لدرجة ذكاء(115)، فاذا كان المتوسط 100 والانحراف المعياري لمقياس الذكاء (15)فلذا فإن درجة الذكاء هذه تقع فوق المتوسط بانحراف معياري واحد وهو (15) بينما لو استخدمنا التباين يكون $(15)^2$ اي 225، فلا يكون هنا مفيداً في تفسير معامل الذكاء.

وللانحراف المعياري استخدامات كثيرة فهو يستخدم عند تحويل الدرجات الخام الى درجات معيارية، وعند حساب الخطأ المعياري للقياس (Standard Error of Measur-ment) في التحويلات الاحصائية.

1:6:4 ملاحظات على الانحراف المعياري

1- الانحراف المعياري حساس لبعد او قرب العلامات من المتوسط ولذلك كلما صغرت قيمته دل ذلك على ان طبيعة البيانات متقاربة ومتراكمة حول الوسط، وبالتالي التشتت قليل والعكس هو الصحيح.

2- يأخذ بعين الاعتبار جميع القيم في حسابه وبالتالي يستخدم عند المقارنة بين المجموعات والعينات الاحصائية والاستنتاجات الاحصائية المتعلقة بالفرضيات.

3- يتأثر الانحراف المعياري بالقيم الشاذة او المتطرفة.

4- يصعب ايجاد الانحراف المعياري في حالة الفئات المفتوحة وذلك لعدم امكانية تحديد مراكز الفئات، وبالتالي اما أن تهمل الفئات المفتوحة او يتم حساب نصف المدى الربعي.

5- لا يتأثر الانحراف المعياري بعمليتي الجمع والطرح، فاضافة مقدار ثابت للقيم الاصلية او طرح مقدار ثابت منها لن يغير في قيمة الانحراف المعياري.

6- يتأثر الانحراف المعياري بعمليتي الضرب والقسمة.

7:4 الخطأ المعياري للقياس Standard Error of Measurement

يستخدم احيانا الخطأ المعياري للقياس للدلالة على التشتت او التباين او التجانس فكلما كان الخطأ المعياري قليلا كلما كان هناك تقارب او تجانس اكثر بين القيم وكلما زاد الخطأ المعياري قلت دقة القياس ودل ذلك على تشتت القيم.

ويتم حساب الخطأ المعياري للقياس وذلك باستخدام المعادلة (8:4) الآتية:

المعادلة 8:4

$$ع_{س-\bar{س}} = \frac{ع}{\sqrt{ن}}$$

$$S_{x-\bar{x}} = \frac{S}{\sqrt{n}}$$

8:4 معامل الاختلاف The coefficient of Variation

للمقارنة بين المجموعات المختلفة او بين العينات فاننا لا نستطيع اجراء مقارنة بناء على الانحراف المعياري لكل مجموعة وذلك لاننا بحاجة الى توحيد القياس بالنسبة للمجموعتين. لذلك يتم استخدام ما يسمى معامل الاختلاف وذلك وفقا للمعادلة (9:4) الآتية:

المعادلة 9:4

$$\text{معامل الاختلاف} = \frac{\text{الانحراف المعياري}}{\text{المتوسط}} \times 100$$

$$CV = \frac{S}{\bar{x}} \times 100$$

مثال (3:4) فيما يلي علامات مجموعتين من الافراد (الجدول 2:4).

الجدول 2:4 توزع علامات مجموعتين من الافراد

المجموعة الاولى	المجموعة الثانية
2	2000
2	2000
4	4000
5	5000
12	12000

ومن خلال حساب الوسط الحسابي والانحراف المعياري لكل منهما فإن الوسط الحسابي للمجموعة الاولى يساوي (5)، والانحراف المعياري 4.123، والوسط الحسابي

للمجموعة الثانية يساوي (5000)، والانحراف المعياري (4123.11) فهل نستطيع المقارنة بين المجموعتين بناء على الانحراف المعياري؟

كما اشرنا سابقاً لا نستطيع المقارنة وبالتالي لابد من استخدام ما يسمى بمعامل الاختلاف وفي مثل هذه الحالة فان:

معامل الاختلاف للمجموعة الاولى = $\frac{4.123}{5} \times 100$

$= 82.46$

معامل الاختلاف للمجموعة الثانية = $\frac{4123.11}{5000} \times 100$

$= 82.46$

بناء على النتيجة السابقة فاننا نستطيع القول بأن معامل الاختلاف واحد بالنسبة للمجموعتين او أن التباين متساوي.

اسئلة الفصل الرابع

(1) فيما يلي أعمار عشرة اطفال مقدراً بالسنوات 5 ، 8 ، 11 ، 3 ، 10 ، 9 ، 6 ، 7 ، 9 ، 6

بالرجوع لهذه البيانات أجب عن الاسئلة التالية حسب هذه البيانات.

أ- المدى الحقيقي.

ب- الانحراف المتوسط.

ج- نصف المدى الربعي.

د- التباين.

هـ- الانحراف المعياري.

و- معامل الاختلاف.

(2) فيما يلي جدول تكراري لعلامات 48 طالباً في امتحان اللغة العربية

الفئة	التكرار
9-5	2
14-10	3
19-15	6
24-20	7
29-25	12
34-30	10
39-35	5
44-40	2
49-45	1

بالرجوع للبيانات السابقة احسب ما يلي

أ- المدى الحقيقي.

ب- الانحراف المتوسط.

ج- نصف المدى الربعي.

د- التباين.

هـ- الانحراف المعياري.

و- معامل الاختلاف.

(3) بين أن مجموع انحرافات القيم التالية عن متوسطها يساوي صفراً.

15 ، 14 ، 13 ، 12 ، 11

الفصل الخامس

مقاييس الموقع

5 : 1 مقدمة

5 : 2 المئينات

5 : 2 : 1 كيفية حساب المئينات

5 : 3 الرتبة المئينية

5 : 4 الدرجة المعيارية

5 : 5 المنحنى السوي

5 : 5 : 1 خصائص المنحنى السوي

5 : 5 : 2 فوائد استخدام المنحنى السوي

5 : 6 ايجاد الدرجة الخام بدلالة الدرجة المعيارية

5 : 7 استخدام برنامج SPSS من خلال الحاسوب لمعالجة البيانات باستخدام اساليب الاحصاء الوصفي للفصول من الثاني وحتى الخامس.

5 : 8 كيفية التعامل مع برنامج (SPSS) من خلال استخدام الحاسوب

اسئلة الفصل الخامس

مقاييس الموقع
Measures of Location

1:5 مقدمة

من اجل مقارنة موقع الفرد بالنسبة لباقي افراد المجموعة فاننا نلجأ الى ما يسمى بـ مقياس الموقع وذلك لمقارنة موقع درجة الفرد من الدرجات الاخرى، فالدرجة الخام التي يحصل عليه الفرد هي درجة ليس لها معنى، اذ لابد من تحويل هذه الدرجة الى درجة جديدة حتى تصبح ذات معنى. ومن هذه التحويلات:

1. المئينات Percentile
2. الرتب المئينية Percentile Rank
3. الدرجة المعيارية Standard Score

هذا وسوف نتحدث في هذا الفصل عن هذه التحويلات بالتفصيل، كما سيتم الحديث عن الدرجة المعيارية في اطار المنحنى السوي او الطبيعي.

2:5 المئينات Percentile

المئين هو نقطة في التوزيع يقع ضمنها وتحتها نسبة مئوية من الحالات، فاذا كان مئيني طالب في الثانوية العامة هو (75) فهذا يعني ان 75% من الطلاب ضمن علاماته وأقل منها، وعادة ما يرمز للمئين بالرمز (ى) فعندما نقول (ى٦٠ P_{60}) فهذا يعني ما العلامة التي يقع ضمنها وتحتها (يقل عنها) 60% من العلامات او الافراد او القيم.

وكما اشرنا سابقا فان ى 50 تقابل الوسيط.

ولايجاد المئين فاننا نستخدم المعادلة (1:5)

المعادلة (1:5)

المئيني = الحد الادنى الفعلي للفئة المئينية + ((عدد الحالات × النسبة المقابلة للمئيني المطلوب − التكرار التراكمي للفئة دون المئينية) / تكرار الفئة المئينية) × طول الفئة

$$Px = 11 + \left(\frac{np - cf}{fi}\right)(w)$$

حيث أن 11 = الحد الادنى الفعلي للفئة المئينية

n = عدد الافراد او مجموع عدد الدرجات

p = النسبة المقابلة للمئيني المطلوب

cf = التكرار التراكمي للفئة دون المئينية

fi = تكرار الفئة المئينية

w = طول الفئة

1:2:5 كيفية حساب المئينات:

من اجل حساب المئينات فاننا نلجأ الى المثال التالي (مثال 1:5)

مثال (1:5): اذا كانت علامات (7) طلاب في امتحان المدخل الى علم النفس على النحو الآتي:

[73 ، 72 ، 45 ، 60 ، 80 ، 85 ، 65 ، 70]

جد المئيني 75 ؟

الحل:

لحساب المئيني$_{75}$ فاننا نلجأ الى الخطوات الآتية:

1- ترتيب القيم السابقة تصاعدياً او تنازلياً

45 ، 60 ، 65 ، 70 ، 72 ، 80 ، 83 ، 85

2- إن السؤال المطروح ما (ى$_{75}$) لهذا التوزيع، اي ما هي العلامة التي تقع تحتها 75% من الحالات او القيم.

3- بما أن عدد الحالات او القيم (8) حالات فان عدد القيم التي تقع تحتها 75% من الحالات هي:

$8 \times \frac{75}{100}$ ، وتساوي (6) حالات

اي ان عدد الحالات المطلوبة للوصول الى العلامة هي (6) حالات، وبالتالي فان العلامة التي تقابل المئيني$_{75}$ تساوي (80)، اي ان العلامة (80) هي العلامة التي يقع تحتها 75% من الحالات.

اما في حالة الجداول التكرارية فان حساب المئينات يسير وفق الخطوات الآتية:

1- تحديد الحدود الفعلية للفئات.

2- ايجاد جدول تكراري متجمع صاعد.

3- حساب ترتيب المئيني المطلوب.

4- إيجاد لفئة التي تحتوي على المئيني المطلوب.

5- ايجاد عدد الحالات التي تقع تحت المئيني المطلوب.

6- ايجاد عدد الحالات التي تقع ضمن المئيني المطلوب.

7- ايجاد طول الفئة.

مثال (2:5): الجدول التالي (1:5) يمثل توزيع علامات (40) طالبا في مادة مدخل الى التربية.

الجدول1:5 توزيع علامات (40) طالبا في مادة مدخل الى التربية

الفئة	التكرار	الحدود الفعلية للفئات	التكرار التراكمي الصاعد
9-5	3	9.5-4.5	3
14-10	5	14.5-9.5	8
19-15	7	19.5-14.5	15
24-20	9	24.5-19.5	24
29-25	7	29.5-24.5	31
34-30	5	34.2-9.5	36
39-35	3	39.5-34.5	39
44-40	1	44.5-39.5	40

المطلوب: ايجاد المئيني 70

الحل:

1- حساب ترتيب المئيني$_{70}$:

ترتيب المئيني$_{70}$ = $40 \times \frac{70}{100}$

= 28 حالة

اي ان عدد الحالات المطلوبة للوصول الى المئيني 70 تساوي (28).

2- نحدد الفئة التي يقع فيها المئيني$_{70}$ ، وبالبحث في التكرار التراكمي الصاعد فاننا نجد

ان عدد الحالات المطلوب تقع بين التكرار التراكمي 24 و 31، وبالتالي فالفئة التي تتضمن التكرار التراكمي (31) هي الفئة التي يقع ضمنها المئيني70 اي نتجاوز الفئة 20-24 الى الفئة 25-29، وهي الفئة المطلوبة والتي حدودها الفعلية 24,5-29,5.

3- مجموع التكرارات التي تقع دون الفئة التي يقع ضمنها المئيني يساوي (24).

4- عدد الحالات التي تقع ضمن المئيني75 وفي الفئة 25-29 تساوي (7).

5- طول الفئة يساوي (5).

وبتطبيق المعادلة (1:5) السابقة فان:

المئيني70 يساوي $= 24.5 + [\frac{24 - (70 \times 40)}{7}] \times 5$

$= 24.5 + 2.86$

$= 27.36$

اي ان العلامة 27.36 هي العلامة التي يقع ضمنها وتحتها 70% من الحالات.

3:5 الرتبة المئينية Percentile Rank:

نفرض ان طالباً كانت علامته في امتحان ما تساوي (28)، ونريد ان نعرف ما نسبة الطلبة الذين تقل علاماتهم عن (28)، اي اننا نريد ان نعرف رتبته المئينية والتي تعني نسبة الطلبة الذين حصلوا على علامته او دونها، من هنا لابد أن نسأل عن الرتبة المئينية للعلامة (28).

وحتى نعرف نسبة هؤلاء الطلبة في التوزيع والذين حصلوا على علامة (28) فما دون فاننا ننسب هذا العدد الى العدد الكلي للطلاب مضروباً في 100%، لذلك العلامة 28 هي قيمة معينة في التوزيع يقع ضمنها او تحتها نسبة معينة من القيم ولحساب الرتبة المئينية لعلامة ما فاننا نلجأ الى المعادلة الآتية:

المعادلة 2:5

الرتبة المئينية لعلامة ما = { (مجموع التكرارات التراكمية قبل الفئة التي تقع فيها العلامة + (العلامة – الحد الادنى للفئة التي تقع ضمنها العلامة ÷ طول الفئة) x تكرار الفئة التي تقع ضمنها العلامة) ÷ عدد افراد العينة } x 100

$$PR = \left\{ \frac{cf + \frac{x - 11}{w} \times fi}{n} \right\} \times 100$$

حيث أن:

PR = الرتبة المئينية

cf = مجموع التكرار التراكمي قبل الفئة التي تقع فيها العلامة المراد استخراج رتبتها

x = العلامة المراد استخراج رتبتها

11 = الحد الادنى للفئة التي تقع فيها العلامة

w = طول الفئة

fi = تكرار الفئة التي تقع فيها العلامة

n = عدد افراد العينة

مثال (3:5): بالرجوع الى الجدول (1:5) احسب الرتبة المئينية للعلامة 38.

الحل:

لايجاد الرتبة المئينية للعلامة 38 فاننا نلجأ الى الخطوات الآتية:

1- نحدد الفئة التي تقع ضمنها العلامة وفي مثل هذه الحالة فان الفئة هي (35-39)، وحدودها الفعلية 34.5-39.5.

2- مجموع التكرار التراكمي قبل الفئة التي تقع فيها العلامة المراد استخراج رتبتها وفي مثل هذه الحالة فان مجموع التكرارات تساوي 36.

3- تكرار الفئة التي تقع ضمنها العلامة وفي هذه الحالة فانها تساوي (3).

4- طول الفئة وفي هذه الحالة فان طول الفئة يساوي (5).

5- عدد افراد العينة ويساوي (40).

وبتطبيق المعادلة 2:5 فان:

$$100 \times \left[\frac{3 \times \frac{(34.5 - 38)}{5} + 36}{40}\right] =$$ الرتبة المئينية للعلامة 38

$$= 95.25$$

4:5 الدرجة المعيارية : Standard Score (z)

كما اشرنا سابقاً عند الحديث عن المئينات، فان المقارنة بين علامات الفرد بناءً على الدرجة الخام ليس ذا معنى، وبالتالي لابد من تحويل هذه العلامة الى درجة جديدة، واحدى هذه التحويلات ما يسمى بالدرجة المعيارية Standard Score او (ز) Z .Score.

والدرجة المعيارية لها خصائص ومن هذه الخصائص ان متوسطها صفر وانحرافها المعياري (1). والحجم الرقمي للدرجة المعيارية يشير الى عدد الانحرافات المعيارية التي تنحرف فيها الدرجة الخام Raw Score عن المتوسط، اي ان الدرجة المعيارية عبارة عن انحراف العلامات عن متوسطاتها الحسابية مقدره بوحدات الانحراف المعياري، فهي درجات خام حولت الى درجات جديدة.

هناك استخدامات عديدة للدرجة المعيارية منها مقارنة اداء طالب معين في مواد مختلفة.

فعلى سبيل المثال اذا كان اداء طالب معين في الجامعة على المواضيع التالية على النحو الآتي:

مثال (4:5):

المادة	اللغة الانجليزية	علم النفس	الاحصاء
العلامة	75	60	70
المتوسط الحسابي	70	50	55
الانحراف المعياري	10	05	15

الحل:

اذا نظرنا الى العلامات السابقة فاننا قد نقول بان اداء الطالب في اللغة الانجليزية يأتي في المرتبة الاولى يليه الاحصاء ثم علم النفس. ان مثل هذه المقارنة غير صحيحة وذلك لانها تمت بناءً على الدرجة الخام، وكما اشرنا سابقا فان الدرجة الخام درجة ليس لها معنى. وحتى تصبح ذات معنى لابد من تحويلها الى درجة جديدة من مثل الدرجة المعيارية، والتي لها متوسط (صفر) وانحراف معياري (1). ومن هنا فحتى تكون المقارنة صحيحة فاننا نحول العلامات السابقة الى ما يسمى بالدرجة المعيارية. والدرجة المعيارية يمكن حسابها باستخدام المعادلة الآتية:

المعادلة (3:5)

$$ز = \frac{س - م}{ع} \qquad Z = \frac{x - \mu}{\sigma}$$

اذ أن:

x = العلامة

μ = الوسط الحسابي

σ = الانحراف المعياري

وبتطبيق المعادلة على البيانات السابقة فان:

ز

اللغة الانجليزية = $\frac{70 - 75}{10}$

= 0.5

ز

علم النفس = $\frac{50 - 60}{5}$

= + 2

ز

الاحصاء = $\frac{55 - 70}{15}$

= 1

هذا ولا بد من الافتراض ان العلامات موزعة توزيعاً طبيعياً (سوياً) حتى نستطيع استخدام مثل هذه المعادلة.

من النتائج السابقة يتبين لنا ان اداء الطالب افضل في مادة علم النفس يليه في ذلك الاحصاء، ثم اللغة الانجليزية والتي كانت في البداية في المرتبة الاولى بناء على المقارنة التي تمت على اساس الدرجات الخام.

وبالاضافة الى الدرجة المعيارية فهناك ايضا درجات محولة اخرى من مثل الدرجة التائية T-Score وهذه الدرجة لها متوسط (50) وانحراف معياري (10) والسبب في استخدام مثل هذه الدرجات هو للتخلص من الاشارات السالبة او الكسور العشرية

وبالاضافة الى وجود درجة معيارية تساوي صفر يصعب فهمها من قبل ولي الامر او الطالب. ومن هنا فاننا نحول الدرجة المعيارية الى درجة تائية وذلك حسب المعادلة الآتية:

المعادلة 4:5

الدرجة التائية = (ز) 10 + 50	T. Score = Z (10) + 50

اذ أن:

Z = الدرجة المعيارية للعلامة الخام

10 = الانحراف المعياري للدرجة التائية

50 = الوسط الحسابي للدرجة التائية

مثال (5:5): اذا حصل طالب في امتحان الاحصاء على علامة (60) وكان الوسط الحسابي لهذا الامتحان يساوي (80) والانحراف المعياري له يساوي 10 فما الدرجة التائية لهذا الطالب.

الحل:

اولاً نحول العلامة الى الدرجة المعيارية ز (على افتراض ان توزيع العلامات سوي) وذلك من خلال استخدام المعادلة (3:5):

$$\text{ز} = \frac{80 - 60}{10}$$

$$= -2$$

بعد ذلك يتم استخدام المعادلة 4:5 وذلك لايجاد الدرجة التائية وفي مثل هذه الحالة فان:

الدرجة التائية = - 2 x 10 + 50

= 30

اي ان الدرجة التائية للعلامة الخام 60 تساوي (30).

هذا ولا بد من الحديث عن الدرجة المعيارية في اطار المنحنى السوي او الطبيعي.

5:5 المنحنى السوي Normal Distribution

يعتبر المنحنى السوي من اهم التوزيعات وذلك للاسباب الآتية:

1- ان العديد من المتغيرات التابعة التي نتعامل معها يفترض انها تتوزع توزعا سويا في المجتمع.

2- اذا افترضنا بان المتغير يتوزع تقريبا توزعاً سوياً فانه يمكن ان نجري بعض الاستنتاجات التقريبية او المساوية بالضبط لقيم ذلك المتغير.

3- ان التوزيع النظري لمجموعة افتراضية من متوسطات العينة والتي تم الحصول عليها عن طريق سحب عينات غير محدودة من مجتمع محدد هو توزيع سوي تقريبا تحت مدى واسع ومتنوع من الشروط، مثل هذا التوزيع يسمى بالتوزيع العيني للمتوسط.

4- ان معظم الاحصائيات التي يمكن استخدامها وخاصة في حالة الاحصاء الاستدلالي تفترض ان المجتمع المتضمن العديد من الحالات يتوزع توزعاً سوياً.

ان المنحنى السوي هو عبارة عن توزيع نظري، اذ يتم تحديده بمعادلة رياضية والتوزيع العيني يكون قريباً من السواء اذا كان حجم العينة كبير، فاذا كان عدد افراد العينة المختارة من المجتمع اكثر من (30) فان شكل التوزيع يكون سوياً وذلك وفقا للنظرية الحدية المركزية (Central Limit Theorem).

وتشير هذه النظرية الى انه اذا كان حجم العينة الذي تم اختياره او سحبه من المجتمع اكبر من (30) فان التوزيع اقرب الى السواء وفي بعض الاراء تشير إلى (25) فرداً أو اكثر.

1:5:5 خصائص المنحنى السوي:

يتصف المنحنى السوي بالعديد من الخصائص تتمثل بالآتي:

1- يشبه شكل المنحنى شكل الجرس المقلوب وبالتالي اذا حاولنا أن نطبق جزئي المنحنى على بعضهما فانهما سوف يتطابقان لان المنحنى السوي يتصف وكما اشرنا سابقاً بخاصية التماثل الطبيعي.

2- الوسط والوسيط والمنوال تقع جميعاً على نقطة واحدة.

3- له منوال واحد.

4- احتمال حدوث الحالات القريبة من الوسط أعلى من احتمال حدوث الحالات البعيدة عن الوسط.

5- نهايتي المنحنى لا يتلامسان مع المحور الافقي وذلك حتى يكون هناك مجال لتمثيل الحالات الشاذة او المتطرفة.

6- هناك منحنيات سوية لها نفس المتوسط الحسابي ولكنها تختلف في الانحرافات المعيارية. او لها نفس الانحرافات المعيارية ولكن تختلف من حيث الوسط الحسابي.

7- المساحة تحت المنحنى السوي واحد صحيح او 100% وهي تساوي اما عدد التكرارات اذا كان التوزيع تكرارياً أو المجموع الكلي للاحتمالات اذا كان التوزيع احتمالياً فعلى سبيل المثال المساحة بين المتوسط و + 1 تساوي 0.3413 وبين +1 و +2 تساوي 0.1359 والمساحة بعد +2 تساوي 0.0228 وكذلك الحال المساحة بين الوسط و -1 تساوي 0.3413 وبين -1 و - 2 تساوي 0.1359 ودون -2 تساوي 0.0228، اي ان 50% من الحالات دون الوسط و 50% من الحالات فوق الوسط.

8- هناك جداول خاصة لاستخراج المساحات تحت المنحنى السوي ومشار الى ذلك في الملاحق الموجودة في نهاية الكتاب. اذ ان هذا الجدول يعطينا قيمة (ز) والمساحة بين الوسط و (ز) والمساحة الكبرى والمساحة الصغرى. واذا ما جمعنا المساحة الكبرى والمساحة الصغرى فانهما يساويان 100%.

9- يمكن تحويل المنحنيات الطبيعية الى منحنيات معيارية متوسطها صفر وانحرافها المعياري (1)، وتبقى لها نفس الخصائص وينطبق ذلك على المنحنى السوي.

2:5:5 فوائد استخدام المنحنى السوي:

ان استخدام المنحنى السوي يترتب عليه فوائد عملية وخاصة في مجال التربية وعلم النفس، وهذه الفوائد تتمثل بالآتي:

1- تحديد نسبة الافراد الذين ينحصرون بين علامات او درجات خام معينة.

2- ايجاد الدرجة المعيارية التي تحصر بينها نسبة معينة من الافراد.

3- معرفة المئينات والرتب المئينية للافراد.

وفيما يلي توضيح للنقاط السابقة:

1- تحديد نسبة الافراد الذين يقعون تحت قيمة معينة او فوق قيمة معينة او بين قيمتين.

مثال (6:5): اذا كان متوسط علامات مجموعة من الطلاب (50) والانحراف المعياري يساوي (5) جد الآتي:

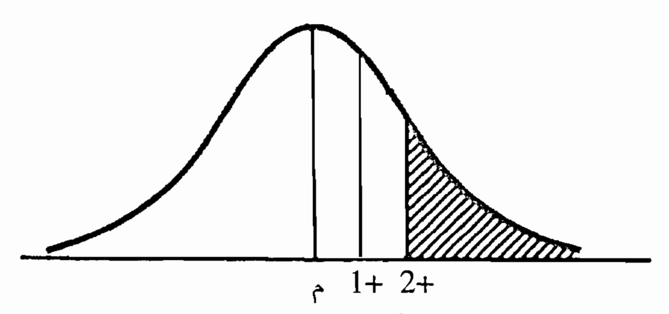
أ- نسبة الطلبة الذين تقل علاماتهم عن 60.

لايجاد نسبة الطلبة الذين تزيد علاماتهم عن 60، فاننا نحسب قيمة (ز) وذلك وفقا للمعادلة (3:5) وفي مثل هذه الحالة فان:

$$ز = \frac{50 - 60}{5}$$

$$= 2+$$

اي ان موقع العلامة ينحرف فوق الوسط بـ +2 درجة معيارية وذلك كما هو موضح في الشكل الآتي:

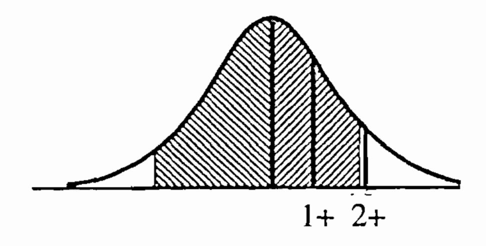


وبما ان المطلوب هي المساحة التي أعلى من +2 (المنطقة المظللة) وهي المساحة الصغرى من الشكل فإذا رجعنا الى جدول المنحنى السوي (ملحق 2) وبالنظر الى هذه المساحة فاننا نجد انها تساوي 0228. . وهي نسبة الطلبة الذين تزيد علاماتهم عن 60.

ب- نسبة الطلبة الذين تقل علاماتهم عن 60.

لايجاد النسبة فاننا نجد ايضا قيمة (ز) وقيمة (ز) هنا تساوي +2، وبما ان المطلوب المساحة التي تقل عن +2 او تقل عن العلامة 60 فاننا ننظر الى ما يسمى بالمساحة الكبرى (المنطقة المظللة).

كما هو وارد في الشكل ادناه وذلك من جدول التوزيع السوي (الملحق 2).



وبالنظر الى هذه المساحة فاننا نجد انها تساوي 0.9772. وهي تمثل نسبة الطلبة الذين يحتمل ان تقل علاماتهم عن 60.

حـ- نسبة الطلبة الذين تنحصر علاماتهم ما بين العلامة 55 والعلامة 45 .

لايجاد نسبة الطلبة الذين تنحصر علاماتهم ما بين العلامة 55 والعلامة 45، فاننا نجد

قيمة (ز) للعلامة 55 وقيمة (ز) للعلامة 45 وذلك على النحو الآتي:

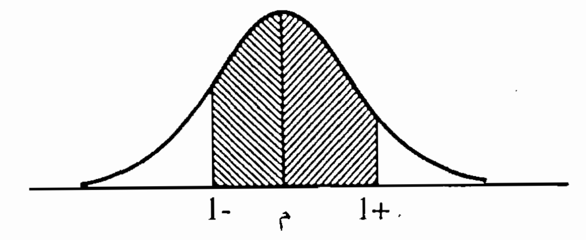
$$ز_{55} = \frac{55 - 50}{5}$$

$$= +1$$

$$ز_{45} = \frac{45 - 50}{5}$$

$$= -1$$

وبالنظر الى الشكل الوارد ادناه فان هذه المساحة محصورة بين +1 و -1، وبالرجوع الى جدول التوزيع السوي (الملحق 2) فاننا نجد اولا المساحة بين المتوسط و +1 وهذه المساحة تساوي 0.3413 وكذلك بين المتوسط و -1 وهذه المساحة تساوي 0.3413.



وعن طريق جمع المساحتين فان هذه النسبة تساوي 0.6826. وهي تمثل نسبة الطلبة الذين تقع علاماتهم بين 55 و 45.

د- نسبة الطلبة الذين ينحصرون بين العلامة 55 والعلامة 60.

لايجاد المساحة المحصورة بين العلامة 55 والعلامة 60، فاننا نجد قيمة (ز) لكل علامة وذلك على النحو الآتي:

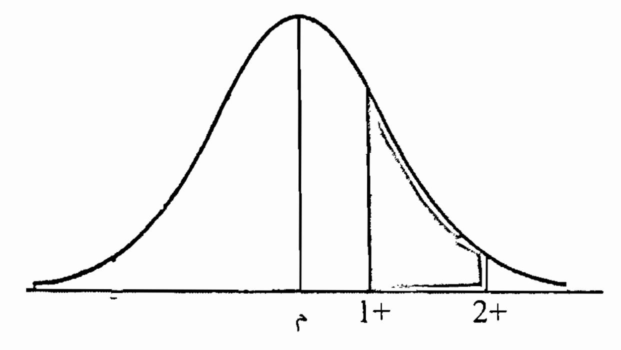
$$ز_{55} = \frac{55 - 50}{5}$$

$$= +1$$

$$ز_{60} = \frac{60 - 50}{5}$$

$$= +2$$

اي ان المساحة المطلوبة هي بين ز (+1) و ز (+2) وذلك كما هو وارد في الشكل التالي (المنطقة المظللة).



وبالرجوع الى جدول التوزيع السوي (الملحق 2) فاننا نجد اولا المساحة المحصورة بين المتوسط و +1 وهذه المساحة تساوي 0.3413 وكذلك المساحة بين المتوسط و +2 والتي تساوي 0.4772 وبما ان المساحتين واقعتين في نفس الجهة من الوسط فان القيمة المطلوبة تساوي (0.4772 - 0.3413) = 0.1359 .

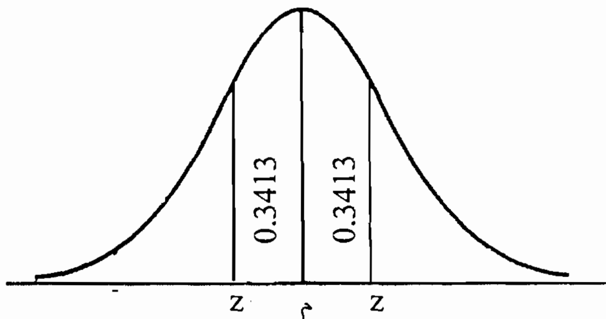
2- ايجاد الدرجات المعيارية التي تنحصر بينها نسبة معينة من الافراد.

مثال (7:5): جد الدرجتين المعياريتين اللتين تحصران بينهما مساحة قدرها 6826. على جانبي خط التماثل.

الحل:

في مثل هذه الحالة تتم قسمة المنحنى الى نصفين متساويين وذلك على النحو الآتي:

$\frac{0.6826}{2} = 0.3413$ وهي المساحة المحصورة بين المتوسط والدرجة المعيارية وذلك كما هو واضح في الشكل الآتي:



نبحث عن هذه المساحة في الجدول الموجود في (الملحق 2)، وذلك في العمود الثاني Mean to z ونجد الدرجة المعيارية التي تقابلها وفي مثل هذه الحالة فان الدرجة المعيارية التي تقابلها تساوي (1)، وبما انها على جانبي الوسط فان ز = +1 و -1

اي المساحة المحصورة بين ز +1 و ز -1

كما يمكننا من خلال ذلك ايجاد القيمتين الخام اللتين تحصران بينهما نسبة معينة من المساحة على جانبي الوسط.

مثال (8:5): بين اي قيمتين خام على جانبي خط التماثل تحصران بينهما 0.6826 من الحالات في توزيع طبيعي متوسطه 40 وانحرافه المعياري 5.

الحل:

لقد وجد من خلال المثال السابق (7:5) بأن المساحة المحصورة بين الوسط والدرجة المعيارية تقابل ز = +1، وكذلك المساحة بين الوسط والدرجة المعيارية في الاتجاه الاخر ز = -1.

اذ المساحة محصورة بين $ز_1$ = +1 و $ز_2$ = -1 وبتطبيق المعادلة (3:5) فان:

$$ز = \frac{س - م}{ع}$$

ولايجاد قيمة (س) فاننا نلجأ الى اشتقاق قيمة (س) من المعادلة السابقة

$$س = ز \times ع + م$$

وبتطبيق ذلك على النتائج السابقة فان

العلامة او الدرجة الخام الاولى ($س_1$) = +1 x 5 + 40

= 45

العلامة او الدرجة الخام الثانية ($س_2$) = -1 x 5 + 40

= 35

اذن المساحة تنحصر بين العلامة 35 والعلامة 45 .

كذلك يمكن ايجاد عدد الافراد الذين حصلوا على علامة معينه فما فوق أو فما دون أو بين قيمتين من خلال المعادلة الآتية:

المعادلة 5:5
عدد الافراد = المساحة (او النسبة) × ن الكلية N_{needed} = propution x N_{Total}

مثال (9:5): تقدم 1000 طالب لامتحان في مادة المدخل الى علم النفس، وكانت نتائجهم موزعه توزيعاً طبيعياً بمتوسط مقداره (70) وانحراف معياري يساوي (5).

أ- جد عدد الطلبة الذين حصلوا على علامة 75 فما فوق.

ب- جد عدد الطلبة الذين حصلوا على علامة 75 فما دون.

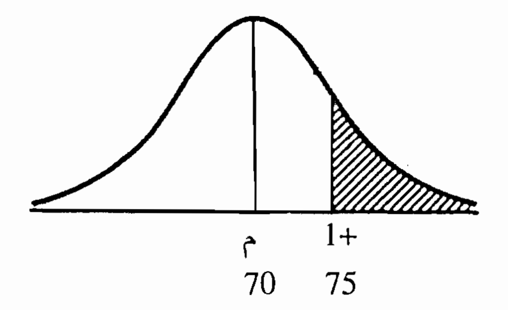
الحل:

1- ايجاد قيمة ز للعلامة 75 وذلك باستخدام المعادلة (3:5) وبتطبيق المعادلة فان:

$$ز_{75} = \frac{75 - 70}{5}$$

$$= +1$$

اي ان العلامة تنحرف عن الوسط بـ (1) درجة معيارية، ولكن المساحة المطلوب هي بعد ز +1 او ز +1 فما فوق وهذه المساحة من الجدول تمثل كما هو وارد في الشكل التالي المساحة الصغرى (المنطقة المظللة).



وبالنظر الى جدول المنحنى السوي فان هذه المساحة تساوي 0.1587 ولايجاد عدد الطلاب الذين حصلوا على علامة 75 فما فوق فاننا نطبق المعادلة (5:5) وبالتالي فان:

عدد الافراد = 0,1587 x 1000

= 158.7

= 159 طالباً تقريباً

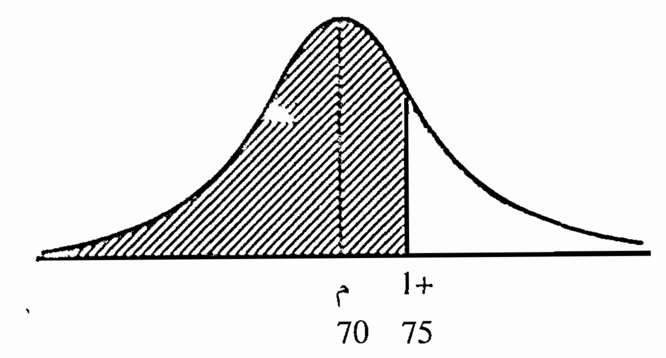
2- لايجاد المطلوب الثاني وهو عدد الافراد الذين حصلوا على علامة 75 فما دون فاننا نلجأ الى الآتي:

1- اما ان نقوم بطرح العدد المستخرج سابقا من 1000 وبالتالي يكون العدد المطلوب وفي مثل هذه الحالة

1000 - 159 = 841 طالبا

او:

نجد المساحة دون ز +1 اي المساحة الكبرى والواردة في الشكل التالي



وهذه المساحة من الجدول الموجودة في (الملحق 2) تساوي 0.8413

وبتطبيق المعادلة 5:5 فان

عدد الافراد = 1000 x 0.8413

= 841 وهو المطلوب

3- ايجاد المساحة او عدد الافراد بدلالة المئينات.

مثال (10:5): تقدم 500 طالب لامتحان في مادة الرياضيات وكانت نتائجهم موزعة توزيعاً سويا بوسط قدره 80 وانحراف معياري 5، فاذا حصل طالب على علامة 82، اجب عن الآتي:

أ- ما الدرجة المعيارية لذلك الطالب؟

ب- نسبة الطلبة الذين يتفوقون عليه؟

حـ- ما مئيني هذا الطالب؟

د- ما عدد الطلبة الذين يتفوق عليهم؟

هـ- ما عدد الطلبة الذين يتفوقون عليه؟

الحل:

أ- الدرجة المعيارية للعلامة 82 = $\frac{80 - 82}{5}$

= 0.4

ب- نسبة الطلبة الذين يتفوقون عليه: بالرجوع الى الجدول الموجود في (الملحق 2) فان نسبة الطلبة الذين يتفوقون عليه تساوي 0.3446 (المساحة الصغرى) والتي تقابل ز (0.4).

حـ- مئيني هذا الطالب يساوي 0.6554 اي نسبة الطلبة الذين حصلوا على العلامة 82 فما دون، اذ نجد ذلك من خلال المساحة الكبرى والمقابلة لـ ز (0.4).

د- لايجاد عدد الطلبة الذين يتفوق عليهم فاننا نجد حاصل ضرب المساحة الكبرى بعدد الافراد جميعهم وفي مثل هذه الحالة فان:

عدد الطلبة الذين يتفوق عليهم = 0.6554 x 500

= 327.7 ، اي 328 طالبا تقريباً.

هـ- لايجاد عدد الطلبة الذين يتفوقون عليه فاننا نجد حاصل ضرب المساحة الصغرى بعدد الافراد جميعهم.

وفي مثل هذه الحالة فان:

عدد الطلبة الذين يتفوقون عليه = 0.3446 x 500

= 172.3

= 172 طالباً تقريباً

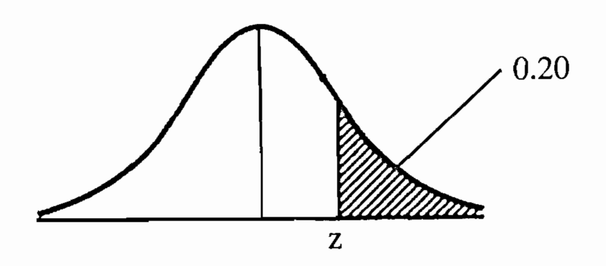
6:5 ايجاد الدرجة الخام بدلالة الدرجة المعيارية

مثال (11:5): اذا كانت علامات طلبة تتوزع توزعاً سوياً بمتوسط (60) وانحراف معياري (10)، واردنا ان نقبل في الجامعة أعلى 20% من المتقدمين فجد العلامة الخام التي تعتبر حداً ادنى للقبول في الجامعة؟

الحل:

لايجاد العلامة الخام فاننا نلجأ الى الخطوات الآتية:

1- ايجاد الدرجة المعيارية المقابلة للمساحة 0.20 (المساحة الصغرى) من جدول التوزيع السوي (الملحق 2) والتي تقع فوق المتوسط كما هو واضح في الشكل ادناه:



وبالرجوع الى جدول التوزيع السوي فان قيمة (ز) التي تفصل مساحة مقدارها 0.20 من المساحة تساوي 0.84 وبما انها واقعه في المنطقة الموجبة اذا قيمة ز تساوي +0.84.

2- لايجاد الدرجة الخام فاننا نستخدم المعادلة (3:5) وعن طريق التعويض في المعادلة فان:

س = ز × ع + م

$= 0.84 \times 10 + 60$

$= 68.4$

اي ان الحد الادنى للقبول عبارة عن العلامة 68.4 فما فوق.

7:5 استخدام برنامج SPSS من خلال الحاسوب لمعالجة البيانات باستخدام اساليب الاحصاء الوصفي للفصول من الثاني وحتى الخامس

يتناول هذا الجزء كيفية إستخدام الرزم الإحصائية للعلوم الاجتماعية (SPSS) من خلال الحاسوب لمعالجة البيانات المتعلقة بالظاهرة المراد دراستها.

إن معرفة الباحث للبرامج الأحصائية المختلفة وخاصة برنامج (SPSS) يساعد في معالجة بياناته من خلال استخدام الحاسوب بسهولة ويسر دون الحاجة الى معالجة هذه البيانات يدوياً. ومن هنا فإن هذه المعرفة ضرورية لكل باحث.

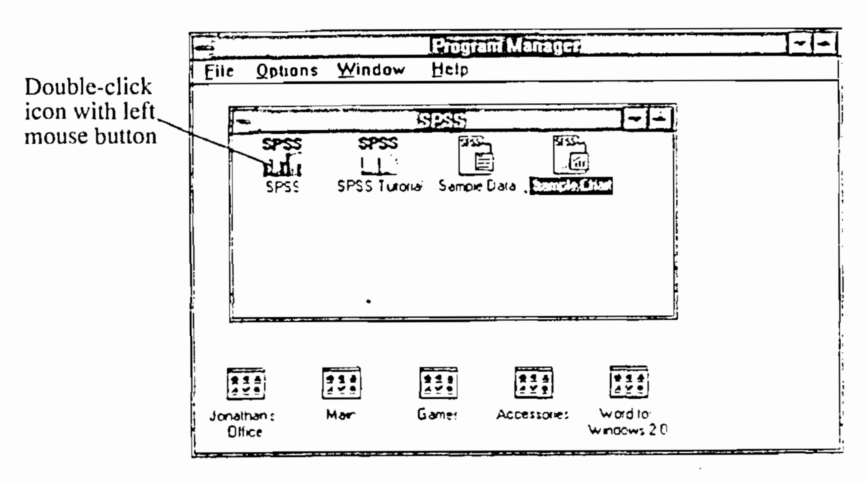
وسيتم في هذا الجزء التركيز على كيفية استخدام (SPSS) لحساب مقاييس النزعة المركزية ومقاييس التشتت والمئينات والرتب المئينية، اما بالنسبة لمعاملات الارتباط والانحدار، وفحص الفرضيات المتعلقة بعينة واحدة وعيتين فسيتم الحديث عن هذه التطبيقات في الفصول الخاصة بذلك.

8:5 كيفية التعامل مع برنامج (SPSS) من خلال استخدام الحاسوب:

إن عملية تشغيل (SPSS) يتطلب إتباع الخطوات التالية:

أ - تشغيل الجهاز: عند تشغيل جهاز الحاسوب يظهر ما يلي:

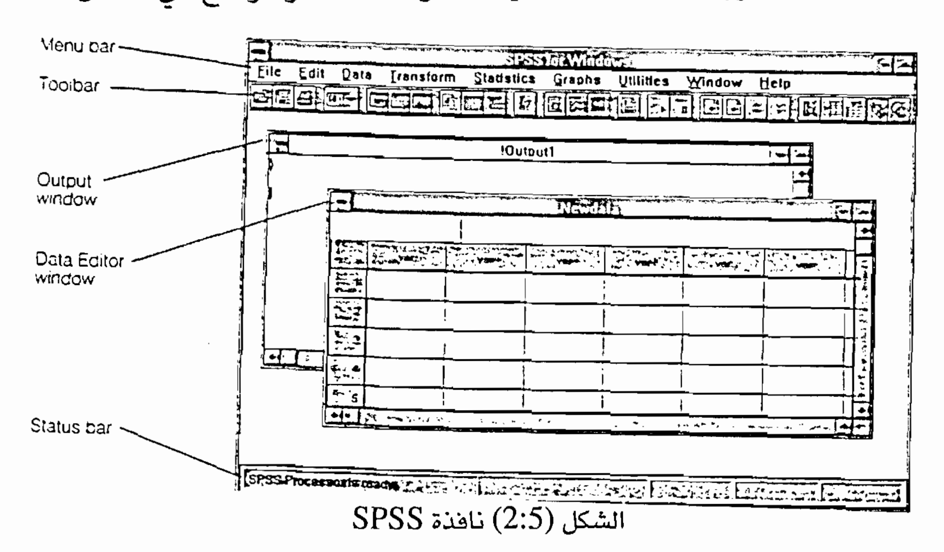
1- أيقونة SPSS والتي تنقر عليها بالفأرة نقراً مزدوجاً، انظر الشكل (1:5).



الشكل (5 : 1) أيقونة SPSS.

وعند النقر على هذه الأيقونة يظهر ما يسمى بنافذة SPSS والتي تحتوي على العديد

من النوافذ منها نافذة محرر البيانات (Data Editor) ، ونافذة التطبيق (Application Window)ونافذة المخرجات (Output window)، وذلك كما هو موضح في الشكل (2 : 5).



الشكل (2:5) نافذة SPSS

2 - الطريقة الأخرى لتشغيل برنامج SPSS عندما لا تكون هناك أيقونة Icon تتمثل بالنقر بالفأرة على كلمة (Start) والتي تظهر في أسفل الشاشة على اليسار وذلك بعد فتح الجهاز. وبالنقر على هذه الكلمة تظهر العديد من المحتويات، منها كلمة (pro- gram) ننقر بالفأرة على كلمة (program) والذي يؤدي الى ظهور العديد من المحتويات ، ومن هذه المحتويات برنامج SPSS والذي يكون على الشكل التالي:

SPSS 8.1 * for Windows

وبالنقر بالفأرة على هذه الجملة تفتح الشاشة الخاصة بالبيانات والمشار إليها سابقاً (انظر الشكل (2 : 5). وعند هذه النقطة، إما أن نقوم بعملية إدخال البيانات، أو فتح ملف موجود أصلاً مخزن فيه بيانات نريد التعامل معها.

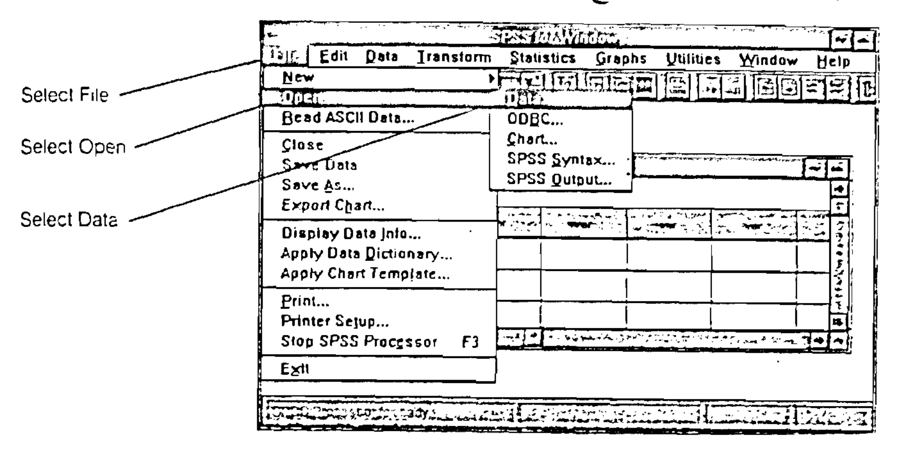
إذا أردنا أن نختار ملف بيانات مخزن أصلاً لنحلل بياناته فأننا نلجأ الى الخطوات التالية:

1 - النقر بالفأرة على كلمة ملف | File |

عند النقر على كلمة ملف تظهر العديد من المحتويات والتي تتيح لنا إما فتح ملف جديد

* هناك عدة تعديلات لهذا الرقم فهناك نسخة 7.5 وهناك نسخ أخرى بعد النسخة المشار إليها بـ 8.1 والمشار إليها سابقاً (انظر الشكل 2:10) .

(New)، أو فتح ملف موجود أصلاً (open) أو قراءة ملف (ASCII)، أو تخزين (Save) أو طباعة (print) . والشكل (3 : 5) يوضح ذلك.



الشكل (3 : 5) مربع الحوار الخاص بكلمة File

2 - ننقر بالفأرة على كلمة فتح (Open) إذا أردنا التعامل مع بيانات مخزنه أصلاً، وبالنقر على هذه الكلمة تظهر العديد من الملفات وذلك كما هو موضح في الشكل (4: 5) تحت ما يسمى File Name.

الشكل (4: 5) مربع الحوار الخاص بالامر open

هذا ونحرك المستطيل المضاء باتجاه الملف الذي نريد التعامل معه، وننقر بالفأرة عليه، فتظهر البيانات الخاصة به في ملف آخر كما هو الشكل (5: 5)

c:\spsswin\bank.sav

1:id 628

	id	salbeg	sex	time	age	salnow	edlevel	work	jobcat
1	628	8400	0	81	28 50	16080	16	25	4
2	630	24000	0	73	40 33	41400	16	12 50	5
3	632	10200	0	83	31 08	21960	15	4 08	5
4	633	8700	0	93	31 17	19200	16	1 83	4
5	635	17400	0	83	41 92	28350	19	13 00	5
6	637	12996	0	80	29 50	27250	18	2 42	4

الشكل (5 :5)

إن هذا الملف يتضمن متغيرات الدراسة والتي تظهر بشكل أفقي، والبيانات المرتبطة بكل متغير تظهر بشكل عمودي.

وإذا كان الملف الذي ظهر في المستطيل (File Name) ليس هو المطلوب، فأننا نرجع مرة أخرى الى قائمة الملفات ونحرك المستطيل باتجاه الملف المطلوب، ثم ننقر مرة أخرى بالفأرة عليه فيظهر الملف السابق، وهكذا تستمر العملية.

3 - إذا كانت البيانات ليست موجودة، أي بمعنى آخر لا يوجد ملف لهذه البيانات، فإننا بحاجة الى أن ننشأ ملفا جديدا، وهنا نحتاج الى أن ننقر على كلمة ملف File، ثم بعد ذلك تظهر بعض الأوامر الفرعية من مثل جديد New كما هو مشار إليه في الشكل (3:10) فننقر بالفأرة عليه.

عند الضغط على كلمة جديد تظهر الشاشة الخاصة بالبيانات وتكون هنا جاهزة لإدخال المتغيرات والبيانات المتعلقة بها.

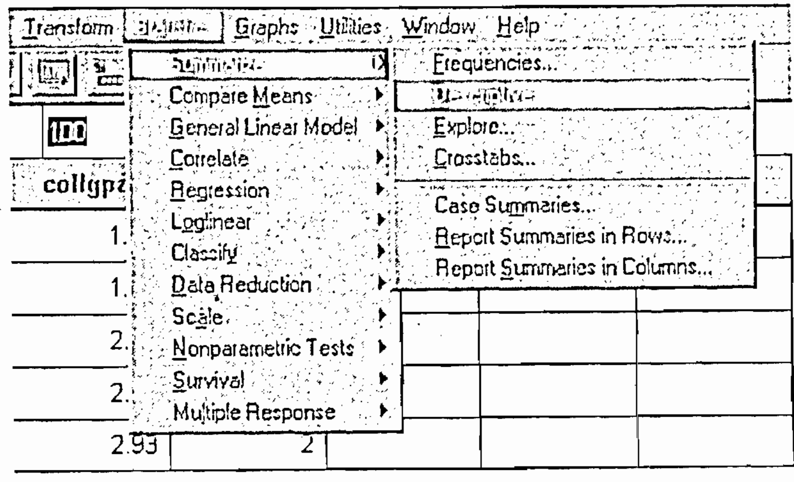
ولمزيد من المعلومات حول كيفية إدخال البيانات والتعامل معها، فإن هناك العديد من المراجع التي تبين لنا ذلك، اذكر منها على سبيل المثال لا الحصر :

1) التحليل الإحصائي باستخدام البرنامج SPSS ، تأليف صالح إرشيد العقيلي، وسامر محمد الشايب، الطبعة الأولى، 1998 ، دار الشروق للنشر والتوزيع، عمان ، الأردن.

2) النظام الإحصائي SPSS، فهم وتحليل البيانات الإحصائية، تأليف محمد بلال الزعبي، وعباس الطلافحة، الطبعة الأولى، 2000، دار وائل للطباعة والنشر، عمان: الأردن.

خطوات حساب مقاييس النزعة المركزية والتشتت والالتواء من خلال برنامج SPSS:

بعد التأكد من ملف البيانات المطلوب ، فإننا ننقر بالفأرة على كلمة Statistics وذلك كما هو موضح في الشكل (5 : 6)



الشكل (5 : 6)

يتبين لنا من خلال هذا الشكل أن هناك العديد من الأوامر المرتبطة بأساليب إحصائية، ومن هذه الأوامر:

1: Summarize
2: Compare Means
3: General linear Model
4: Correlate
5: Regression
6: Log linear
7: Classify
8: Data Reduction
9: Scale
10: Nonparametric
11: Survival
12: Multiple response.

إن جميع هذه الأومر ترتبط بها أساليب احصائية سنتحدث عن بعض منها وليس جميعها وذلك اعتماداً على الغرض من هذا الكتاب.

إن ما يهمنا في هذا المجال هو عملية وصف البيانات من خلال حساب مايسمى بمقياس النزعة المركزية (المتوسط، الوسيط، المنوال)، ومقياس التشتت (المدى، الإنحراف المعياري ، التباين) ، بالاضافة الى الخطأ المعياري للقياس.

أ) حساب مقاييس التشتت والالتواء، والخطأ المعياري للمتوسط، وترتيب المتغيرات، والمتوسط:

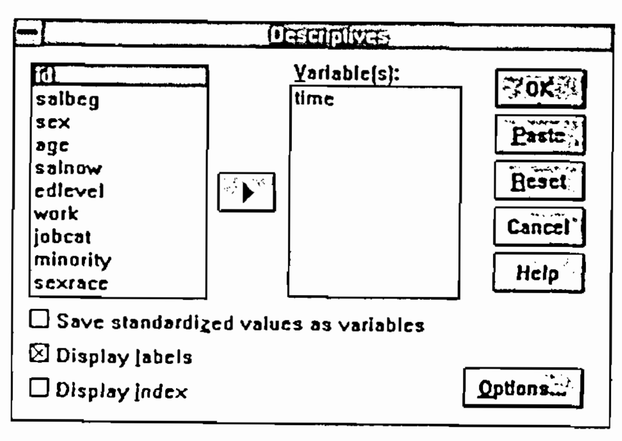
1 - النقر بالفأرة على الكلمة Summarize بعد أن نكون قد نقرنا على كلمة Statistics.

2 - بعد النقر على الكلمة Summarize تظهر لنا بعض الأومر الفرعية الى اليسار من هذه الكلمة وذلك كما هو موضح في الشكل (5 : 6)

ومن هذه الأوامر الفرعية ما يلي:

a. Frequencies
b. Descriptives
c. Explore
d. Crosstabs
e. Case Summaries
f. Report Summmaries in Raws.
g. Report Summaries in Columns

وبما أننا بحاجة الى وصف بيانات من خلال حساب ما يسمى بمقاييس النزعة المركزية والتشتت والألتواء فإننا ننقر بالفأرة. على كلمة (Descriptives) . وبالنقر بالفأرة على هذه الكلمة يظهر عندنا مربع الحوار والموضح في الشكل (5 : 7)



الشكل (5 : 7) مربع الحوار الخاص بالإجراء Descriptives

من خلال مربع الحوار والمشار إليه في الشكل السابق فأننا نختار متغير من المتغيرات الموجودة والذي نريد أن نقوم بحساب مقاييس النزعة المركزية والتشتت والالتواء له. وتظهر في هذه القائمة المتغيرات الرقمية فقط وذلك لأننا لا نستطيع حساب المقاييس السابقة للمتغيرات الكيفية. ومن أجل التعامل مع متغير من المتغيرات الموجودة في المستطيل الايسر، فأننا أولاً نختار هذا المتغير من قائمة المتغيرات ثم نضغط بالفأرة على السهم ▷ والموجود بين المستطيلين وذلك لكي نتمكن من نقله الى المستطيل الموجود الى اليمن، وبالتالي يكون هذا المتغير جاهز للتعامل معه.

كذلك يمكن إنشاء متغير جديد يتضمن الدرجات المعيارية (ز) المقابلة لكل علامة خام من علامات أفراد العينة وذلك بوضع إشارة (x) في المربع المشار إليه بـ save standard-ized values as variables. ومن أجل حساب واختيار الأسلوب الإحصائي فإننا ننقر بالفأرة على كلمة (Options) والتي ظهرت في الشكل (7 : 5).

وبالنقر عليها يظهر الشكل (8 : 5)

Descriptives: Options

Mean | Sum | Continue | Cancel | Help

Dispersion: Std. deviation | Minimum | Variance | Maximum | Range | S.E. mean

Distribution: Kurtosis | Skewness

Display Order: Ascending means | Descending means | Name

الشكل (8:5) مربع الحوار الخاص بالأمر Descripitves

إن مربع الحوار والمشار إليه في الشكل (8:5) يتضمن أوامر فرعية، وأمام كل أمر مربع صغير □ نضع إشارة (×) في داخله وذلك لتنفيذ المطلوب ، ومن هذه الأوامر ما يلي:

1 - المتوسط Mean

2 - المجموع Sum

3 - مقاييس التشتت Dispersion: والتي تتضمن ما يلي:

أ) الإنحراف المعياري Std. Deviation

ب) التباين Variance

ج) المدى Range

د) أدنى علامة في التوزيع Mininmum

هـ) أعلى علامة في التوزيع Maximum

و) الخطأ المعياري للمتوسط S.E mean

4 - طبيعة التوزيع Distribution : لمعرفة طبيعة التوزيع فأننا نضع إشارة (×) في المربع الخاص بالتفلطح Kurtosis والمربع الخاص بـ الالتواء Skewness.

فإذا كان التوزيع سوياً فإن قيمة الالتواء صفر، أما إذا كان التوزيع ملتوٍ التواء سالباً فإن قيمة الالتواء تكون سالبه ، أي (-) قيمة معينة، واذا كان الالتواء إيجابياً فإن قيمته تكون موجبة ، أي (+) قيمة معينة.

أما بالنسبة للتفلطح فإنه إذا كانت القيمة عالية يعنى ذلك أن البيانات متشتته ومتباعدة عن بعضها البعض، وإذا كانت قيمته قليلة فإن البيانات قريبة من بعضها البعض ، ويعني أن التوزيع قائم وقاعدته ضيقة.

5 - ترتيب المتغيرات: كذلك يتضمن مربع الحوار المشار إليه في الشكل (5 : 8) الامر Display order والذى يشير الى عملية الترتيب وذلك على النحو التالي:

أ) ترتيب المتغيرات حسب ظهورها في ملف البيانات وبالتالي ننقر بالفأرة على الدائرة ◯الموجودة بمحاذاة Variable List.

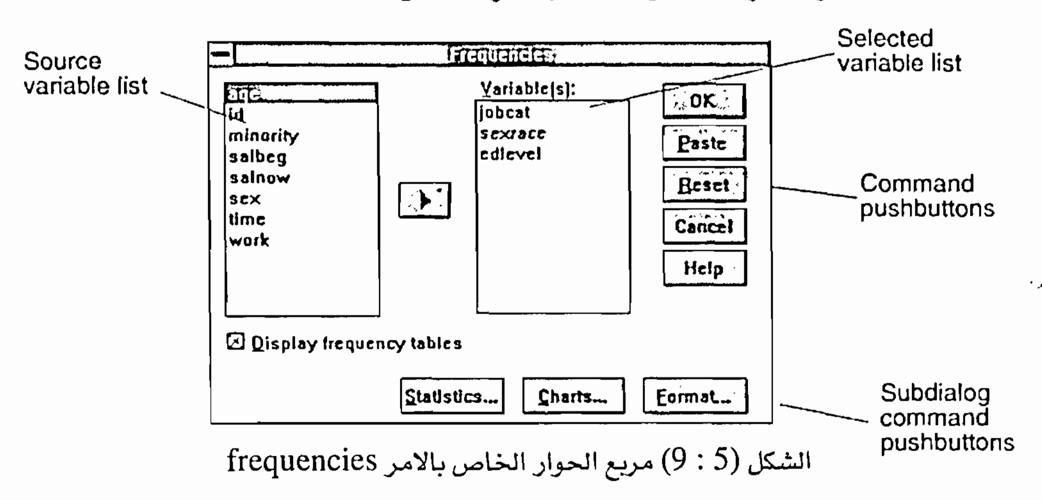
ب) ترتيب المتغيرات تصاعدياً حسب متوسطاتها، وبالتالي ننقر بالفأرة على الدائرة ◯ الموجودة Ascending Meanns

ج) ترتيب المتغيرات تنازليا حسب متوسطاتها، وبالتالي ننقر بالفأرة على الدائرة ◯ الموجودة امام الجملة Descending Means

ب - حساب المئينات ومقاييس النزعة المركزية والتشتت وطبيعة التوزيع.

هنالك بعض الأومر قد تكون أكثر شمولية من أوامر أخرى، ولكن مثل هذه الأوامر قد يتوفر فيها بعض الأساليب الإحصائية قد لا تتوفر في الأوامر الأخرى. هناك بعض الأساليب لم تتوفر في مربع الحوار االمشار إليه في الشكل (8:5) ، من هنا نحن بحاجة الى إستخدام أوامر أخرى. من هذه الأوامر ما يسمى بـ Frequencies ، وهذا يتضمن بعض الأساليب الإحصائية التي لم تتوفر في مربع الحوار المشار إليه في الشكل السابق.

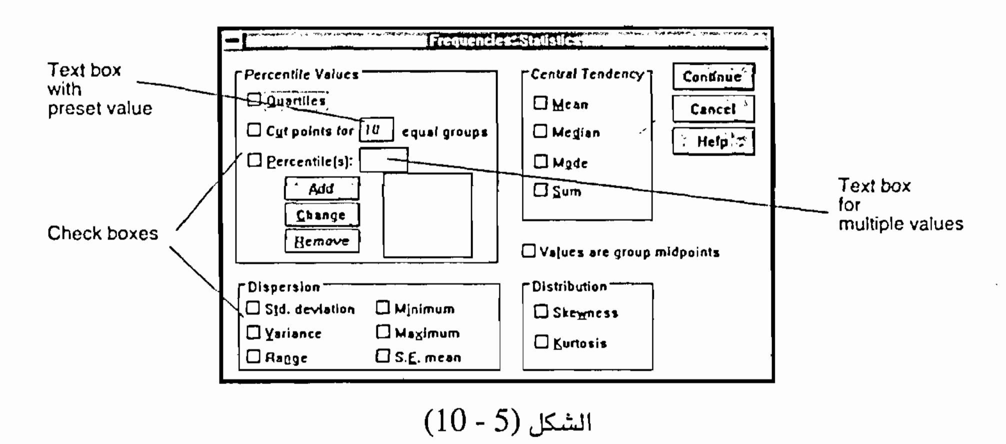
وللتوصل الى الأمر السابق فأننا ننقر بالفأرة على كلمة Summarize بعد النقر على كلمة Statistics، فيظهر الشكل (5 : 6) مرة أخرى. ومن المستطيل الموجود على يسار كلمة Summarize نختار الأمر Freqencies ، فيظهر الشكل (5 :9) .



الشكل (5 : 9) مربع الحوار الخاص بالامر frequencies

من خلال مربع الحوار هذا نختار المتغير الذي نريد التعامل معه وذلك باتباع نفس الطريقة التى اتبعت عند اختيار المتغير لغاية تنفيذ الامر Descripitives.

إن مربع الحوار الخاص بالامر Frequencies والمشار إليه في الشكل (10:5) ، يمكننا من اجراء العمليات الاحصائية التالية:



الشكل (5 - 10)

1 . قيم المئينات Percentile والذي يتضمن:

أ) أيجاد قيمة المئيني 25 (الربيع الأول) والمئيني 50 (الربيع الثاني) ، والمئيني 75 (الربيع الثالث) وذلك بوضع إشارة (×) في المربع الموجود أمام الأمر Quartile .

ب) لايجاد المئينات من مثل المئيني 40 ، أو المئينى 60 ، وهكذا ...، فإننا نضع إشارة (×) في المربع الذي يوجد أمام كلمة Percentile ، ثم نضع في المستطيل رقم 40 وننقر بالفأرة على كلمة Add، فيظهر هذا الرقم في مستطيل. بعد ذلك ترجع الاشارة الى المستطيل الموجود أمام Percentile، ثم نضع الرقم الذي بعدة 60 وننقر بالفأرة على كلمة Add ، وهكذا حسب عدد المئينات المطلوب حسابها.

ج) إذا إنتهت العملية فإننا ننقر بالفأرة على كل كلمة Continue والموجودة الى يمين مربع الحوار من الأعلى.

فيظر الشكل (5 : 9)، فننقر بالفأرة على كلمة Ok، فتظهر النتائج الخاصة بهذه المئينات. هناك عمليات احصائيه أخرى موجودة في مربع الحوار الخاص بالشكل (5 : 10) ومن هذه العمليات أيضاً:

أ) مقاييس التشتت Dispersion والتي توجد في اسفل مربع الحوار، ومن هذه المقاييس الإنحراف المعياري، Std. Deviation، والتباين Variance، والمدى Range، وأدنى علامة خام Minimum وأعلى علامة خام Maximum، والخطأ المعياري للمتوسط S.E. mean.

وحتى ينفذ الحاسوب جميع هذه العمليات فأننا ننقر بالفأرة على كل مربع من المربعات الموجودة امام المقاييس المشار اليها في الشكل السابق، فتظهر إشارة (x) داخل هذه المربعات.

ب) مقاييس النزعة المركزية Central Tendency والتي توجد في نفس مربع الحوار ولكن في المستطيل الموجود على يمين Percentile Values، وضمن هذا المستطيل يمكن حساب المتوسط Mean، والوسيط Median، والمنوال Mode ، والمجموع Sum.

ج) طبيعة التوزيع: كذلك يمكن إيجاد طبيعة التوزيع من خلال مربع الحوار هذا وذلك بالنقر بألفاره على المربع الذي يوجد أمام كلمة Skewness وذلك لمعرفة فيما إذا كان التوزيع ملتوٍ، والنقر بالفأره على المربع الموجود أمام كلمة Kurtosis وذلك لمعرفة فيما إذا كان التوزيع قليل التفلطح أو كبير التفلطح.

د) من خلال النظر إلى الشكل (5 : 9) فأننا يمكن أيضاً حساب التكرارات لكل علامة خام وذلك بوضع إشارة (x) في المربع الموجود في أسفل الشكل وأمام جملة Dis-play Frequency tables.

مثال (12:5): فيما يلي نتائج (50) طالباً في مادة الإحصاء في التربية:

27	47	45	44	40	35	15	20	35	30
40	39	38	36	36	34	31	30	29	28
38	37	36	45	41	44	40	38	37	35
33	32	30	25	23	19	18	19	20	37
27	28	29	26	22	37	36	33	35	40

المطلوب: إيجاد المتوسط، والإنحراف المعياري، والتباين، والالتواء. وباستخدام برنامج SPSS من خلال الحاسوب.

لايجاد هذه النتائج من خلال استخدام برنامج SPSS والمخزن في الحاسوب، فإننا نلجأ الى الخطوات التي أشرنا إليها سابقاً وذلك بفتح ملف جديد New وإدخال البيانات الخاصة بالتحصيل تحت عنوان Ach وهو رمز لـ Achievement وبالتالي تظهر عندنا البيانات وذلك كما هو مشار إليه في الصفحتين اللاحقتين.

بعد ذلك نستخدم الأمر Statistics ونقوم بالنقر بالفأرة على هذه الكلمة، فيظهر لنا الأمر Summarize، وأوامر أخرى، وبالنقر على كلمة Summarize يظهر لنا الأمر De-scriptives، وهذا هو الأمر الذي يتم التعامل معه لأيجاد الاحصائيات المطلوبة وقد أشرنا إلى كيفية التعامل مع هذه الأوامر سابقاً.

	ach
1	30.00
2	35.00
3	20.00
4	15.00
5	35.00
6	40.00
7	44.00
8	45.00
9	47.00
10	27.00
11	28.00
12	29.00
13	30.00
14	31.00
15	34.00
16	36.00
17	36.00
18	38.00
19	39.00
20	40.00
21	35.00
22	37.00
23	38.00
24	40.00
25	44.00
26	41.00

	ach
27	45.00
28	36.00
29	37.00
30	38.00
31	37.00
32	20.00
33	19.00
34	18.00
35	19.00
36	23.00
37	25.00
38	30.00
39	32.00
40	33.00
41	40.00
42	35.00
43	33.00
44	36.00
45	37.00
46	22.00
47	26.00
48	29.00
49	28.00
50	27.00

وبإجراء جميع العمليات الإحصائية المتعلقة بهذا الأمر فأننا نحصل على النتائج المشار إليها أدناه في الجدول.

Descriptives

Descriptive Statistics

	N	Range	Minimum	Maximun	Mean	
	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Std. Error
ACH	50	32.00	15.00	47.00	32.7800	1.1085
Valid N (listwise)	50					

Descriptive Statistics

	Std	Variance	Skewness		Kurtosis	
	Statistic	Statistic	Statistic	Std. Error	Statistic	Std. Error
ACH	7.8384	61.440	-.417	.337	-.482	.662
Valid N (listwise)						

يتبين لنا من الجدولين السابقين القضايا التالية:

1- المتغير والذي عباره عن التحصيل والذي رمزنا له بالرمز ACH.

2 - عدد أفراد العينة N والذي بلغ 50، ولا يوجد حالات مفقودة Valid N (listwise).

3 - المدى Range حيث بلغت قيمة المدى 32 وهو الفرق بين أكبر علامة (47) وأقل علامة (15).

4 - أقل علامة Minimum تساوي (15)

5 - أعلى علامة Maximum تساوي (47)

6 - المتوسط Mean ويظهر تحته ما يلي:

أ) الإحصائي Statistic وهو عبارة عن متوسط العينة ويساوي 32.7800.

ب) الخطأ المعياري للمتوسط Std. Error ويساوي 1.1085 وهو يدل على مقدار دقة المتوسط الحسابي كتقدير لمتوسط المجتمع.

7 - الإنحراف المعياري Std ويساوي 7.8384

8 - التباين Variance ويساوي 61.44

9 - الالتواء Skewness ويوجد تحته ما يلي:

أ) الإحصائي المتعلق بالالتواء ويساوي (-0.417) وهذا يعني أن التوزيع ملتوي التواء سالب.

ب) الخطأ المعياري للالتواء ويساوي 0.337

10 - التفلطح Kurtosis ويوجد تحته ما يلي:

أ) الأحصائي المتعلق بالتفلطح Statistic ويساوي (- 0.482).

ب) الخطأ المعياري المتعلق بالالتواء Std. Error ويساوي 0.662.

مثال (13:5): على فرض أننا نريد من خلال البيانات الموجودة في المثال (12:5) ما يلي:

1 - المئيني 25، والمئيني 50، والمئيني 75.

2 - إيجاد المئيني 60، والمئيني 80، والمئيني 90.

3 - المتوسط ، والوسيط، والمنوال.

4 - التكرارات لكل علامة من العلامات الخام.

لقد رأينا من خلال تطبيق الأمر Descriptive أن هناك بعض الأساليب الإحصائيه لا تظهر كالمئينات والوسيط والمنوال، ومن هنا فإننا نلجأ إلى ما يلي:

1 - نفتح ملف البيانات السابق.

2 - ننقر بالفأره على كلمة Statistics.

3 - يظهر عند الأمر Summarize.

4 - ننقر بالفأره على الأمر Summarize فتظهر العديد من الأوامر الفرعية منها Frequencies، فيظهر مربع الحوار والخاص بالامر Frequencies الذي أشرنا إليها سابقاً عند الحديث عن هذا الموضوع (انظر الشكل 9:5).

وبوضع إشارة (x) في المربعات المتعلقة بمربع الحوار الخاص بالأمر Frequencies، والمشار إليه في الشكل (10:5)، وإدخال المئينات المطلوبة كما أشرنا سابقاً عندما تحدثنا عن كيفية الأدخال. تظهر النتائج المشار إليها في الجدولين التاليين:

Frequencies

Statistics

achievement

N	Valid	50
	Missing	0
Mean		32.7800
Std. Error of Mean		1.1085
Median		35.0000
Mode		35.00[a]
Std. Deviation		7.8384
Variance		61.4404
Skewness		-.417
Std. Error of Skewness		.337
Kurtosis		-.482
Std. Error of Kurtosis		.662
Range		32.00
Minimum		15.00
Maximum		47.00
Sum		1639.00
Percentiles	25	27.7500
	50	35.0000
	60	36.0000
	75	38.0000
	80	39.8000
	90	43.7000

a. Multiple modes exist. The smallest value is shown

achivement

		Frequency	Percent	Valid Percent	Comulative Percent
Valid	15.00	1	2.0	2.0	2.0
	18.00	1	2.0	2.0	4.0
	19.00	2	4.0	4.0	8.0
	20.00	2	4.0	4.0	12.0
	22.00	1	2.0	2.0	14.0
	23.00	1	2.0	2.0	16.0
	25.00	1	2.0	2.0	18.0
	26.00	1	2.0	2.0	20.0
	27.00	2	4.0	4.0	24.0
	28.00	2	4.0	4.0	28.0
	29.00	2	4.0	4.0	32.0
	30.00	3	6.0	6.0	38.0
	31.00	1	2.0	2.0	40.0
	32.00	1	2.0	2.0	42.0
	33.00	2	4.0	4.0	46.0
	34.00	1	2.0	2.0	48.0
	35.00	4	8.0	8.0	56.0
	36.00	4	8.0	8.0	64.0
	37.00	4	8.0	8.0	72.0
	38.00	3	6.0	8.0	78.0
	39.00	1	2.0	6.0	80.0
	40.00	4	8.0	8.0	88.0
	41.00	1	2.0	2.0	90.0
	44.00	2	4.0	4.0	94.0
	45.00	2	4.0	4.0	98.0
	47.00	1	2.0	2.0	100.0
	Total	50	100.0	100.0	

يتبين من الجدولين السابقين ما يلي:

أ. الجدول الأول: يتضمن هذا الجدول المحتويات التالية:

1- عدد الحالات التي عولجت احصائياً ورمز لها بالرمز N وعدد هذه الحالات (50).

2- عدد الحالات المفقودة Missing وقد بلغت عدد هذه الحالات (صفر).

3- المتوسط Mean والذي يساوي 32.78

4- الخطأ المعياري للمتوسط Std.Error of Mean وقد بلغ 1.1085 .

5 - الوسيط Median ويساوي (35) .

6 - المنوال Mode والذي يساوي (35) .

7 - الانحراف المعياري Std. Deviation وقد بلغ 7.8384 .

8 - التباين Variance وقد بلغ 61.4404.

9- الالتواء Skewness وقد بلغ 0.417

10- الخطأ المعياري لالتواء Std , Error of skewness وقد بلغ 0.337 .

11- التفلطح Kurtosis وقد بلغ 0.482 .

12- الخطأ المعياري للتفلطح Std. Error of Kurtosis وقد بلغ 0.662 .

13- المدى Range وقد بلغ 32 .

14- ادنى علامة Minumum وقد بلغت 15 .

15- اعلى علامة Maximum وقد بلغت 47 .

16- مجموع العلامات Sum وقد بلغ 1639 .

17- الدرجات المقابلة للمئينات Percentiles وقد كانت على النحو التالي:

أ - الدرجة المقابلة للمئيني 25 هي 27 .

ب- الدرجة المقابلة للمئيني 50 هي 35 وهي نفس العلامة المشار اليها في الوسيط لأن الوسيط هو عبارة عن المئيني 50 .

جـ- الدرجة المقابلة للمئيني 60 تساوي 38 .

د - الدرجة المقابلة للمئيني 80 تساوي 39.8 .

و - الدرجة المقابلة للمئيني 90 تساوي 43 .

ب - الجدول الثاني : يتضمن هذا الجدول ما يلي:

1 - العمو د الأول ويتضمن العلامات.

2 - العمود الثاني يشير الى ان العلامة 36 حصل عليها (4) طلاب ، والعلامة 38 حصل عليها (3) طلاب وهكذا.

3 - العمود الثالث : نسبة الطلاب ضمن كل علامة من العلامات Percent.

4 - العمود الرابع نفس ما ورد في النقطة الثالثة، وهذا العمود للدلالة على وجود أو عدم وجود حالات مفقودة ويشار إليه بـ Valid Percent.

5 - العمود الأخير والذي أشير إليه بالنسبة التراكمية Cumulative Percent.

فعلى سبيل المثال نسبة الحالات الواقعة ضمن العلامة 22 فما دون (14%) ، ونسبة الحالات الواقعة ضمن العلامة 44 فما دون (94%) من الحالات.

اسئلة الفصل الخامس

س1 : تقدم 200 طالب لامتحان ما وكانت علاماتهم موزعة توزيعاً سوياً بمتوسط (40) وانحراف معياري (8)، جد الآتي:

1. جد الرتبة المئينية للعلامة 45.
2. جد نسبة وعدد الطلبة الذين حصلوا على علامة 45 فما فوق.
3. جد نسبة وعدد الطلبة الذين حصلوا على علامة 45 فما دون.
4. جد نسبة وعدد الطلبة الذين حصلوا على علامة ما بين 45 و 50.
5. جد نسبة وعدد الطلبة الذين حصلوا على علامة ما بين 35 و 45.
6. اذا اردنا ان نقبل في الجامعة اعلى 20% من المتقدمين للامتحان فما هي العلامة التي تعتبر حداً ادنى للقبول في الجامعة؟ وكم عدد الطلبة الذين يمكن قبولهم؟

س2: اذا كانت علامات صف تتوزع توزعاً سوياً بمتوسط (60) وانحراف معياري (10)، جد الآتي.

أ. الدرجة المعيارية لطالب حصل على علامة (70).

ب. الدرجة التائية لهذا الطالب.

الفصل السادس

معامل الارتباط والانحدار

معامل الارتباط والانحدار Correlation and Regression

1:6 مقدمة

إن معامل الارتباط (Correlation Coefficient) يقيس اتجاه وحجم العلاقة بين المتغيرات، اما بالنسبة لمعامل الانحدار (Regression Coefficient) فيزودنا بالعلاقة الوظيفية القائمة بين المتغيرات. هذا وسنتحدث في هذا الفصل عن معامل الارتباط، وفي الفصل السابع عن معامل الانحدار. كما سيتم التطرق في هذا المجال إلى فحص الفرضيات المتعلقة بالعلاقة بين المتغيرات. هذا ولا بد من الاشارة هنا إلى انه لا يوجد فرق كبير بين ما يسمى بالارتباطات او الفروق، فاذا كانت المعالجات تتضمن متوسطات مختلفة، فانها اي المعالجة ترتبط بالاداء.

إن مثل هذا التمييز ذا فائدة، وذلك وفقاً لاهتمامات الباحث، او طبيعة التجربة. فعندما يهتم الباحث بالفروق بين المتوسطات فان التجربة تتألف من مستويات كيفية او كمية من المتغير المستقل، ويكون التركيز على اظهار أن المتغير التابع يختلف من مستوى الى آخر من مستويات المعالجة. اما عندما يهتم الباحث بالعلاقة او الارتباطات، فان المتغير المستقل يحتوي على العديد من المستويات الكمية ويكون الباحث مهتماً في تبيان ان المتغير التابع دالة للمتغير المستقل.

وعندما يتم تحليل الارتباط فإننا نسأل عن وجود نوع من التغاير او التباين المشترك (Covariate) بين المتغيرين، اي بمعنى آخر هل التغير في المتغير (ص) يعتمد على التغير في المتغير (س).

إن تحليل الارتباط يهدف الى اكتشاف العلاقة الخطية(Linear relationship) بين المتغيرات، وكذلك العلاقة غير الخطية (Non Linear relationship). فعلى سبيل المثال كيف لنا ان نصف بشكل أفضل العلاقة بين متغير من مثل الدرجات على اختبار الاستعداد المدرسي والمعدل التراكمي في الجامعة. اننا في مثل هذه الحالة نلجأ الى ايجاد معامل الارتباط، فإذا كانت العلاقة موجودة بين المتغيرين، فاننا نستطيع من معرفة درجة الفرد على احد المتغيرات أن نتنبأ بدرجته على المتغير الآخر، اذ ان العديد من الكليات الجامعية عند قبول الطلبة في السنة الاولى تستخدم علامات الطلبة على اختبار الاستعداد المدرسي للتنبؤ بمعدلاتهم التراكمية في السنة الجامعية الاولى.

إن القيمة التنبؤية لأي متغير من المتغيرات تعتمد على درجة العلاقة بين المتغيرين. وكلما كانت العلاقة اعلى كلما كان هناك دقة اكبر في عملية التنبؤ بشكل عام.

وبناءً على مل سبق اذا كان هدف الباحث التنبؤ بالمتغير التابع (ص) بناءً على معرفته او من خلال المعلومات المتوفرة من المتغير المستقل (س)، فاننا في مثل هذه الحالة نتحدث عن معامل الانحدار (Regression Coefficient)، ولكن اذا كان الباحث من جهة أخرى مهتم فقط في الحصول على تعبير احصائي عن درجة العلاقة بين المتغيرين، فإنه في مثل هذه الحالة يركز على ايجاد معامل الارتباط.

إن معامل الارتباط يأخذ قيمه بين (+1 و -1)، وان الاشارة الموجبة او السالبة تشير الى اتجاه العلاقة، والقيمة المطلقة للمعامل تشير الى حجم العلاقة.

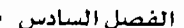
وفي بعض الاحيان يعتقد البعض وبشكل خاطىء الى أن معامل الارتباط الايجابي يشير الى علاقة اقوى من قيمة معامل الارتباط السالبة. فالاشارة السالبة ليست لها علاقة بقوة العلاقة وانما تشير الى اتجاه العلاقة، اذ ان معامل الارتباط (-0.80) أعلى من معامل الارتباط (+0.75).

هناك العديد من الطرق لقياس معامل الارتباط بين المتغيرين، ولكن قبل الحديث عن هذه الطرق، فإن اكثر الاساليب استخداماً للوصول الى فكرة آو نوع من التبصر حول طبيعة هذه العلاقة هو في استخدام ما يسمى شكل الانتشار Scatterplot.

وعند رسم شكل الانتشار فإن كل فرد من افراد الدراسة يمثل بنقطة على بعدين احدهما يمثل المتغير (س) ، والآخر يمثل المتغير (ص).

ومن اجل رسم شكل الانتشار للبيانات فاننا نرسم محورين، المحور السيني (X - axis) والمحور الصادي (Y - axis) اذ يوضع على المحور السيني او الافقي المتغير الذي يستخدم للقيام بعملية التنبؤ (predictor) وعلى المحور الصادي او العمودي الظاهرة المراد التنبؤ بها او المحك (Criterion or predicted)، فاذا اردنا دراسة العلاقة بين التفكك الاسري وجنوح الاحداث، فإن التفكك الاسري يعتبر المتغير الذي نتنبأ من خلاله بجنوح الاحداث، وبالتالي يتم تمثيل متغير التفكك الاسري على المحور السيني، وجنوح الاحداث على المحور الصادي، اوبمعنى آخر نضع المتغير المستقل على المحور السيني، بينما المتغير التابع على المحور الصادي.

هذا وتمثل الاشكال (1:10) التالية طبيعة بعض العلاقات القائمة بين المتغير المستقل والمتغير التابع او العلاقة بين (س و ص).



الشكل (أ)

الشكل (ب)

الشكل (جـ)

الشكل (د)

الشكل (هـ)

الاشكال (1:6) تمثل العلاقات او الارتباطات المختلفة القائمة بين المتغير (س) والمتغير (ص).

من الاشكال السابقة يمكن ان نستنتج ان معامل الارتباط او العلاقة بين س و ص تتراوح من العلاقة التامة الى عدم وجود علاقة.

فاذا نظرنا الى الشكل (أ)، فان العلاقة او الارتباط بين س و ص ارتباط تام وموجب، اي انه اذا زادت قيمة س بمقدار معين، فإن قيمة ص تزداد وبنفس المقدار، كذلك اذا نقصت قيمة (س) بمقدار معين، فان قيمة (ص) تنقص بنفس المقدار، وبالتالي تكون جميع النقاط واقعة على الخط المستقيم.

وبالنسبة للشكل (ب)، فانه يمثل ارتباط ايجابي ولكن ليس تام، اي ان الزيادة في (س)

تؤدي الى الزيادة في (ص) ولكن ليس بالضرورة بنفس المقدار، كذلك النقصان في (س) تؤدي الى النقصان في (ص) ولكن ليس بالضرورة بنفس المقدار.

وفيما يتعلق بالشكل جـ، فإن الارتباط بين المتغير (س) والمتغير (ص) تام ولكن سالب (عكسي). وهذا يعني ان الزيادة في (س) بمقدار معين تؤدي الى نقصان في (ص) بنفس المقدار، والنقصان في (س) بمقدار معين يؤدي الى الزيادة في (ص) بنفس المقدار.

وبالنسبة للشكل (د) فانه يشير الى وجود ارتباط سلبي بين س و ص، ولكن ليس تاماً. اي ان الزيادة في (س) بمقدار معين تؤدي الى النقصان في (ص) ولكن ليس بالضرورة بنفس المقدار، والنقصان في (س) بمقدار معين يؤدي الى زيادة في (ص) ولكن ليس بالضرورة بنفس المقدار.

واخيراً فيما يتعلق بالشكل (هـ) فانه يشير الى عدم وجود علاقة بين كل من س و ص. اي انه لا يوجد اتجاه نظامي لتغير (ص) مع تغير (س)، وبالتالي معرفة قيمة (س) لا تقدم لنا اي معلومات عن قيمة (ص).

2:6 تفسير معامل الارتباط

إن قيمة معامل الارتباط (ر) تعكس درجة العلاقة الخطية بين ازواج من الدرجات، ولكن هذه العلاقة معقدة. فالارتباط بين (س و ص) لايعني ان التغاير في (س) يسبب التغاير في (ص) او العكس. واكثر من ذلك فان معامل الارتباط 0.60 لايشير الى ان الارتباط 60%، فمعامل الارتباط ليس نسبة مئوية، كذلك هذا المعامل لا يعني انه ضعف معامل الارتباط الذي يساوي 0.30

وعندما تكون العلاقة بين المتغيرين ليست تامة، فان هناك بعض الاستثناءات . إن احدى الطرق لفهم حجم الفروق في معاملات الارتباط هو في فهم إلى اي مدى هذه الاستثناءات متوقعة بالنسبة للدرجات المختلفة من الارتباطات. ويمكن فهم ذلك عن طريق مقارنة نسبة الدرجات الواقعة فوق الوسيط على المتغير الاول مع نسبة الدرجات الواقعة فوق الوسيط على المتغير الثاني. فاذا كانت العلاقة تامة، فإن جميع الحالات فوق الوسيط بالنسبة للمتغير الاول هي ايضاً فوق الوسيط بالنسبة للمتغير الثاني. ولكن عندما تكون العلاقة صفر (اي لا يوجد ارتباط) فان 50% من الحالات تقع فوق الوسيط على المتغير الاول و 50% من الحالات تقع فوق الوسيط بالنسبة للمتغير الثاني. وهذا يعني ان نصف الافراد الذين يقعون فوق الوسيط على المتغير الاول ستقع علاماتهم دون الوسيط على المتغير الثاني.

بالاضافة الى الامور السابقة التي ذكرناها، فان هناك صعوبات اخرى يمكن ان تظهر وتتمثل بما يلي:

1- ان معامل ارتباط بيرسون والذي سوف نتحدث عنه فيما بعد مناسب فقط عندما تكون العلاقة خطية بين المتغيرين. ولذلك كلما كانت النقاط قريبة من الخط المستقيم او تقع على الخط المستقيم، كلما كان معامل الارتباط اعلى. ولكن عندما تكون العلاقة غير خطية كما هو الحال في الشكل (2:6) فان معامل ارتباط بيرسون سوف يؤدي الى تقييم متدني لدرجة العلاقة بين المتغيرين. ولذلك كلما كان هناك يباعد للنقاط عن الخط لا يقدم لنا القيمة الحقيقية لقوة العلامه

ص (y)

س (x)

الشكل(2:6)

2- ان معامل الارتباط حساس لما يسمى بالمدى او التغاير الذي يميز المتغيرين. ولذلك كلما كان هناك ضيق مدى (Restriction of the range) في س و ص او كليهما فإن ذلك سوف يؤدي الى انخفاض في القيمة المطلقة لحجم معامل الارتباط مع بقاء الامور الاخرى ثابتة او متساوية. فعلى سبيل المثال وجد ان معامل الارتباط بين اختبار الاستعداد المدرسي والمعدل التراكمي في الجامعة يساوي 0.40 ، وهذا بسبب ان الطلبة الذين حصلوا على علامات عالية هم الذين قبلوا في الجامعة. ولكن اذا قبل كل فرد في الثانوية العامة في الجامعة فان معامل الارتباط سيكون اعلى. ولكن إذا تم حساب معامل الارتباط بين الاستعداد المدرسي والمعدل التراكمي عند الطلبة الذين حصلوا على علامات متميزة، فإن معامل الارتباط سيكون منخفضاً.

ان حجم معامل الارتباط ليس دالة لحجم الخطأ المعياري (S_{yx}) او التباين في قيم (ص) حول خط الانحدار، ولكنه عبارة عن دالة لحجم الخطأ المعياري للتقدير (ع$_{ص س}$ S_{yx}) . بالنسبة للانحراف المعياري لـ (ص) (s_y) فاذا كان الخطأ المعيلري للتقدير ع$_{ص س}$ يساوي صفراً، فإنه لا يوجد خطأ في التنبؤ. وبالتالي فإن معامل الارتباط يمكن حسابه باستخدام المعادلة التالية:

المعادلة (1:6)

$$ر = \sqrt{1 - \frac{ع^2_{ص س}}{ع^2_{ص}}} \qquad r = \sqrt{1 - \frac{S^2_{yx}}{s^2_y}}$$

وفي الجانب الآخر اذا كانت قيمة الخطأ المعياري للتقدير ($ع_{ص س}$) نفس قيمة التباين لـ ص ($ع^2_{ص}$)، فان معامل الارتباط يساوي صفراً سواء كان الخطأ المعياري للتقدير صغيراً ام كبيراً. ولتوضيح كيف يؤثر ضيق المدى على حجم معامل الارتباط، لنتصور موقفين، الموقف الاول المدى بالنسبة لقيم س غير ضيق (unrestricted) وفي الموقف الثاني تم حذف بعض الدرجات المتطرفة، بحيث اصبحت المجموعة متجانسة. من هنا فإن قيم (ص) سوف تختلف بشكل ملحوظ في الموقف الاول عنه في الموقف الثاني. على فرض ان التباين ($ع^2$) لدرجات (ص) في الموقف الاول يساوي (8) والتباين ($ع^2$) لدرجات (ص) في الموقف الثاني (الذي يتصف بضيق مدى)، يساوي (6) وعلى فرض ان قيمة $ع^2_{ص س} = 4$ لكل من الموقفين السابقين، واردنا حساب قيمة (ر) فان قيم (ر) هي على النحو التالي في الموقفين.

ر الموقف الاول (عدم وجود ضيق المدى) $= \sqrt{1 - \frac{4}{8}}$

$= 0.71$

ر الموقف الثاني (وجود ضيق المدى) $= \sqrt{1 - \frac{4}{6}}$

$= 0.58$

مما سبق يمكن القول ان الانتقال من عدم وجود ضيق مدى الى وجود ضيق مدى يؤدي إلى انخفاض في تباين (ص) لان ينخفض. ولكن الخطأ المعياري للتغاير لا ينخفض وبالتالي فان نسبة $\frac{ع^2_{ص س}}{ع^2_{ص}}$ تصبح اعلى، وعليه تنخفض قيمة (ر).

من هنا يمكن القول أن قيم معامل الارتباط تعتمد على درجة التغاير التي تميز كل متغير بالاضافة الى العلاقة الموجودة. وباستثناء الاوضاع غير العادية جداً، فإن ضيق المدى سيؤدي الى ارتفاع قيمة (ر) فقط عندما يؤدي حذف بعض العلاقات غير الخطية. فعلى سبيل المثال اذا تم ايجاد معامل الارتباط بين القدرة القرائية والعمر بحيث يكون العمر من بداية الولادة حتى سن 70، فإن البيانات ستكون منحنية ومستوية عند سن 4 ثم ترتفع عند

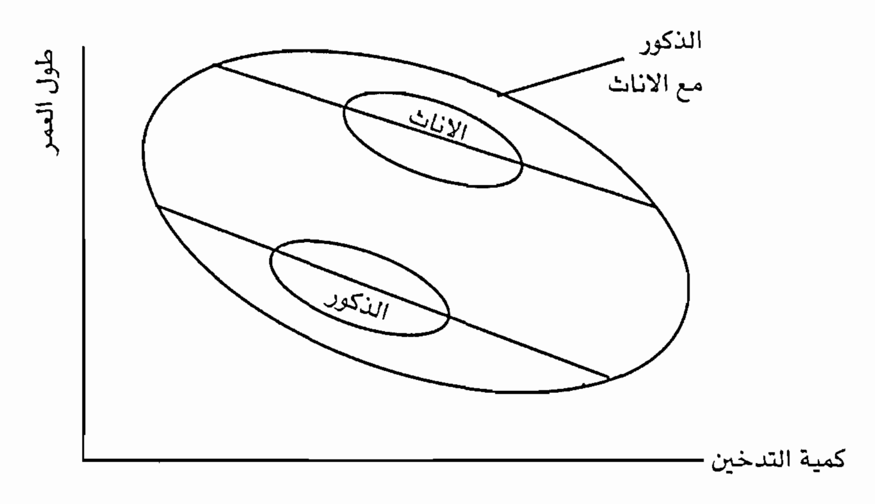
سن 17، ثم تستقر بعد ذلك عند حد يسمى بالحد الاعلى، وبالتالي فان معامل الارتباط الذي يقيس العلاقة الخطية سيكون منخفضاً نسبياً، ولكن اذا تم تضييق المدى بحيث يشمل الاعمار من 5 الى 14 فان معامل الارتباط سيكون عالياً، بما اننا قد حذفنا قيم المتغير (ص) والتي لا تتغيرخطياً كدالة للمتغير س.

3- ان معامل الارتباط كاي نوع من انواع الاحصاء يخضع للتذبذب العيني-Sample Varia ((tion وبالاعتماد على العينة، فان معامل الارتباط يمكن ان يكون عالياً او منخفضاً من عينة الى أخرى. وبالاعتماد على مبدأ التذبذب العيني العشوائي، فان معامل الارتباط يتذبذب اكثر من عينة الى أخرى عندما يكون حجم العينة قليل اكثر منه في حالة حجم العينة كبير، إذ انه بالنسبة لكل عينة صغيرة الحجم، فان قيمة (ر) غير مستقرة تماماً من عينة الى عينة، ولذلك قلما تقترب من قيمة معامل الارتباط بالنسبة للمجتمع.

إن استخدام العينة لتقدير درجة العلاقة او الارتباط بين متغيرين بالنسبة للمجتمع ككل يعتبر غير مقنع ما لم يكون حجم العينة كبير للحصول على نتائج مستقرة تقريباً. فعندما نقوم بحساب معامل الارتباط، فان السؤال الذي يمكن ان يسأله الباحث فيما اذا كانت هناك علاقة حقيقية بين المتغيرين، اي هل معامل الارتباط الذي تم الحصول عليه من خلال العينة يختلف عن معامل الارتباط الحقيقي للمجتمع والمساوي صفر فقط بسبب التذبذب العشوائي؟

والجواب هو انه حتى يكون معامل الارتباط للعينة يختلف بشكل دال عن صفر فإنه يجب ان يختلف بشكل كافٍ بحيث يكون هذا الاختلاف يحدث 0.05 أو 0.01 من المرات اذا كانت الفرضية المتعلقة بعدم وجود ارتباط في المجتمع صحيحة بشكل واقعي.

4- تأثير العينات الفرعية غير المتجانسة Heterogeneous Subsamples من العوامل التي تؤثر على حجم معامل الارتباط هو التعامل مع عينات فرعية غير متجانسة. فعلى سبيل المثال اذا اردنا دراسة العلاقة بين التدخين وطول العمر، بحيث نضع بيانات الاناث على حدة وبيانات الذكور على حدة وذلك بمعزل عن اي مؤثرات لها علاقة بطول العمر الذي يوجد له احياناً علاقة مع الجنس، بحيث تظهر هذه العملية كما هو وارد في الشكل (6 :3)



الشكل (3:6) تاثير العينات الفرعية غير المتشابهه على العلاقة بين التدخين وطول العمر

إذا نظرنا الى الشكل (3:6) فإن القطع الاهليجية تمثل تجمع للعديد من البيانات. ويتضح من الشكل ان معامل الارتباط بين التدخين وطول العمر عالٍ وإذا تم تجمع هذه البيانات في مجموعة واحدة، فإن معامل الارتباط يقل.

إن معامل الارتباط الاقل بالنسبة للمجموعة كلها ليس له صلة بالارتباط بين التدخين وطول العمر ولكن يعكس العلاقة بين ما يسمى بالجنس وتوقع طول العمر، إذ اشارت بعض الدراسات الى ان الفرق في طول العمر بين الذكور والاناث يمكن ان يعزى بشكل كبير الى الفروق في سلوك التدخين.

ان النقطة التي لا بد من الاشارة اليها هنا فيما يتعلق بعدم التجانس بين العينات الفرعية عند تجميع البيانات من مصادر عديدة فعلى الباحث ان يكون واعياً او متيقظاً في عدم وجود تباين يعزى الى متغيرات ليست ذات علاقة.

5- إن القيمة الحقيقية لمعامل الارتباط تعتمد على العديد من الامور، منها ما يتعلق بالعينة التي تم اختيارها، ومنها ما يتعلق بكيفية قياس المتغير. فاذا غيرنا من اختبار الاستعداد المدرسي الى اختبار آخر، فإن هناك احتمال ان تتغير العلاقة مع المعدل التراكمي في الجامعة. ومن العوامل الاخرى التي تؤثر على حجم معامل الارتباط ما له علاقة بالظروف الخاصة التي تعمل وفقها هذه المتغيرات.

لذلك عندما نشير الى قيمة معامل الارتباط فإنه من الضروري ان نضع وصفاً دقيقاً للادوات المستخدمة والظروف التي في ظلها تم الحصول على معاملات الارتباط، لان تغير الظروف قد يؤدي الى احتمالات التغير في معاملات الارتباط.

3:6 قياس الارتباط

ان احدى الاعتبارات المهمة لاختيار معامل الارتباط الملائم معرفة مستوى او نمط قياس المتغيرات التي سيتم ايجاد العلاقة بينها.

هذا وقد تحدثنا في السابق عن انواع المقاييس المستخدمة (اسمي، وتراتيبي، ومسافات، ونسبة)، وسنتحدث عن امثلة تبين الاحصائي الملائم حسب نوعية المتغيرات التي نتعامل معها، ولكن قبل الحديث عن ذلك فلا بد من الاشارة الى ما يسمى بالتغاير او التباين المشترك (Covariance). ومن الطرق الشائعة والمستخدمة لايجاد درجة العلاقة بين المتغير (س) والمتغير (ص) حساب ما يسمى التباين المشترك للعينهSample Covariance ($ع^2_{س ص}$) Cov (X,Y) والذي يعبر عن درجة تغير المتغيرين مع بعضهما البعض.

ان التباين المشترك مشابه للارتباط بين المتغيرين س و ص، ونتيجة لذلك اذا ارتبطت القيم العالية لـ (س) مع القيمة العالية لـ (ص)، فان كل من متغير التغاير او التباين المشترك والارتباط موجب، ويكون كل منهما سالب عندما ترتبط القيم العالية لـ (س) مع القيم الصغرى لـ (ص). هذا ويمكن حساب التغاير من خلال المعادلة التالية:

المعادلة (2:6)

$$ع^2 (س ، ص) = \frac{مجـ س ص - \frac{(مجـ س) (مجـ ص)}{ن}}{ن - 1}$$

أو

$$(Cov (x, y) = \frac{1}{n-1} \Sigma (x - \bar{x}) (y - \bar{y})$$

or

$$ع^2_{س ص} = \frac{1}{ن - 1} (مجموع مربع انحرافات س ص)$$

$$(Cov (x, y) = \frac{1}{n-1} SS_{xy}$$

إذ ان ن = عدد الافراد

س = العلامات او الدرجات على المتغير س

ص = العلامات او الدرجات على المتغير ص

هذا ولا بد من الاشارة هنا الى انه في حالة الارتباط السلبي القوي، فإن هناك احتمال اكبر لإن ترتبط القيم الموجبة والعالية للفرق بين (س) ومتوسط ($x - \bar{x}$) بالقيم السلبية العالية للفرق بين ص ومتوسط (ص) ($y - \bar{y}$) او العكس.

اما في حالة عدم وجود ارتباط بين س و ص، فان القيم الموجبة للفروق بين (س) ومتوسط س($x - \bar{x}$) ترتبط بعض الاحيان بالقيم الموجبة وبعض الاحيان بالقيم السالبة للفروق بين (ص) ومتوسط ص ($y-\bar{y}$) .

وبالنسبة لاية بيانات معطاه، فإنه من الممكن ان يكون التباين المشترك بين س ص (Cov_{xy}) موجب الى الحد الاقصى عندما يرتبط كل من س و ص مع بعضهما البعض بشكل تام (ر = +1)، ويكون سالباً الى الحد الاقصى عندما يرتبطان مع بعضهما البعض بشكل سلبي تام (ر= -1). وعندما يكون الارتباط بين المتغيرين (ر$_{\text{س ص}}$ = صفر) فان التباين المشترك يساوي صفراً.

مثال(1:6)

لتوضيح كيفية حساب التباين المشترك لنأخذ على سبيل المثال العلاقة بين الدافعية والتحصيل عند عينة مؤلفة من (10) افراد، وقد تم الحصول على هذه البيانات والمبينة في الجدول (1:10) بعد تطبيق اختبارين في الذكاء والتحصيل عليهم.

الجدول (1:6) الدرجات على اختباري الدافعية والتحصيل عند عينة من (10) افراد

الافراد	الدافعية (س)	التحصيل (ص)
1	115	75
2	125	80
3	135	90
4	85	50
5	75	40
6	98	60
7	110	70
8	120	88
9	100	55
10	105	58

مجـ س = 1068   مجـ ص = 666

مجـ س2 = 117054 مجـ ص2 = 46858

ع س = 18.23 ع ص = 16.67

م س = 106.8 م ص = 66.6

مجـ س ص = 73755

وبتطبيق المعادلة (2:6) فإن:

$$ع^2_{س ص} = \frac{73755 - \frac{666 \times 1068}{10}}{9}$$

$$= 291.8$$

ان التباين المشترك قد نستخدمه لقياس درجة العلاقة بين المتغيرين، ولكن المشكلة هنا ان القيمة المطلقة للتباين المشترك دالة للانحراف المعياري لـ س و ص، وبالتالي فإن $ع^2_{س ص}$ والتي تساوي291.8 يمكن ان تعكس درجة عالية من الارتباط عندما يكون الانحراف المعياري عالي. ولذلك من اجل حل هذه المشكلة، فاننا نلجأ الى تقسيم التباين المشترك على حجم الانحرافات المعيارية وبالتالي تقدير معامل الارتباط من خلال استخدام المعادلة التالية.

المعادلة (3:6)

$$ر = \frac{ع^2_{س ص}}{ع_س \times ع_ص} \qquad r = \frac{Cov\ xy}{S_x\ S_y}$$

وبتطبيق هذه المعادلة على البيانات الواردة في الجدول (1:6) فإن:

$$\text{معامل الارتباط (ر)} = \frac{291.8}{16.67 \times 18.23}$$

$$= \frac{291.8}{303.89}$$

$$= 0.96$$

وقبل الحديث عن بعض الاساليب الاحصائية التي تستخدم لايجاد معامل الارتباط بين المتغيرين، لا بد من التمييز بين متغير ثنائي وثّاب ومتغير ثنائي مستمر، فعندما نتعامل مع المقياس الاسمي فانه يمكن تقسيمه الى قسمين. الاول ويتضمن ما يسمى بالمتغير الثنائي والقفّاز والذي يمثل غياب الصفة او وجودها. وعادة ما يتم تصنيف وجود الصفة بـ (1)، وعدم وجودها بـ (صفر). ومن الامثلة على المتغيرات الوثابة او القفازة الحالة الاجتماعية (متزوج = 1 ، غير متزوج = صفر). واستجابات الافراد على فقرات الاختبار (صحيحة = 1 ، خاطئة = صفر)، والجنس (ذكور = 1 ، اناث = صفر)، والتصنيف 1 وصفر تصنيف اعتباطي.

أما التقسيم الثاني يقسم المتغير الى متغير ثنائي ومستمر (Nominal - Continuous Dichotomy) ففي هذا النوع من المقاييس فان البيانات تصف درجة الفرد ضمن

مجموعة من التصنيفات ولكن يفترض ان يكون المتغير سيار ويتصف بالسواء. فعلى سبيل المثال قد نحصل على درجات الافراد على اختبار الذكاء وبعد ذلك نصنف الافراد الى فئتين (الفئة التي معامل ذكاءها فوق 100 تعطى تصنيف 1، والفئة التي معامل ذكاءها اقل من 100 تعطى تصنيف 2 او صفر).

كذلك في حالة الاداء على الاختبارات النفسية وتصنيف الافراد بناءً عليها الى سوي Normal وغير سوي abnormal.

هذا وسوف نتحدث هنا عن انواع عديدة من معاملات الارتباط والمواقف التي يمكن ان تستخدم فيها مثل هذه المعاملات من خلال الجدول (2:6)

جدول (2:6) انواع معاملات الارتباط والمواقف التي يمكن ان يستخدم فيها

نوع معامل الارتباط	الرمز	المتغير الاول	المتغير الثاني	ملاحظات
1- معامل ارتباط بيرسون	ر (r)	مستمر	مستمر	اكثر المعاملات استقراراً، الخطأ المعياري قليل الحجم
2- معامل الرتب لسبيرمان	ر سبيرمان (p)	رتب	رتب	حالة خاصة من معامل ارتباط بيرسون
3- معامل بوينت بايسيريال	ر الارتباط النقطي (rpb)	ثنائي حقيقي (اسمي)	مستمر	يؤدي الى الحصول على معامل ارتباط اقل من معامل بايسيريال
4- معامل بايسيريال	ر بايسيريال (r_s)	ثنائي مصطنع (اسمي)	مستمر	قيمته يمكن ان تتجاوز (1) ويتضمن خطأ معياري اكبر من (ر) ويستخدم عادة في تحليل الفقرات
5- معامل الاقتران (فاي)	(فاي) ϕ	ثنائي حقيقي (اسمي)	ثنائي حقيقي (اسمي)	يستخدم لايجاد العلاقة بين الفقرات
6- معامل التوافق	جـ (c)	مجموعتين او اكثر	مجموعتين او اكثر	له علاقة وثيقة بقيمة كاي^2
7- نسبة الارتباط	ايتا η	مستمر	مستمر	يستخدم لايجاد العلاقة غير الخطية
8- كريمر (ف)	ف (v)	مجموعتين او اكثر	مجموعتين او اكثر	نسخة معدلة لمعامل فاي

4:6 معامل ارتباط بيرسون او معامل حاصل ضرب العزوم للارتباط لـ بيرسون

Pearson Product-moment Correlation Coefficient

هناك العديد من الافتراضات التي يجب التحقق منها قبل استخدام معامل ارتباط بيرسون والتي تتلخص بما يلي:

1- يجب ان يتم قياس كل من المتغيرين على الاقل على مقياس مسافات.

2- ان التوزيع لكلا المتغيرين يتصف بالسواء.

3- ان تكون العلاقة خطية بين المتغيرين.

ولايجاد معامل ارتباط بيرسون فاننا نستخدم المعادلة التالية:

المعادلة (4:6):

$$ر = \frac{\text{مجـ س ص} - \frac{(\text{مجـ س})(\text{مجـ ص})}{ن}}{\sqrt{\left\{(\text{مجـ س}^2) - \frac{(\text{مجـ س})^2}{ن}\right\}\left\{(\text{مجـ ص}^2) - \frac{(\text{مجـ ص})^2}{ن}\right\}}}$$

$$r = \frac{(\Sigma x y - \frac{(\Sigma x)(\Sigma y)}{n}}{\sqrt{\left\{\Sigma x^2 - \frac{(\Sigma x)^2}{n}\right\}\left\{(\Sigma y^2 - \frac{(\Sigma y)^2}{n}\right\}}}$$

هناك معادلات اخرى مكافئة للمعادلة (4:6) ولكننا نستخدم هذه المعادلة من أجل توحيد المصطلحات التي تستخدم في حالة تحليل الانحدار (Regression analysis). وخاصة الانحدار المتعدد (Multiple Regression) وتحليل التباين.

فاذا كان مجموع مربع الانحرافات للمتغير س(SSx) = مجـ $(\text{س} - \text{م}_{\text{س}})^2$

$$= \text{مجـ س}^2 - \frac{(\text{مجـ س})^2}{ن}$$

ومجموع مربع الانحرافات للمتغير ص (SS_y) = مجـ $(\text{ص} - \text{م}_{\text{ص}})^2$

$$= \text{مجـ ص}^2 - \frac{(\text{مجـ ص})^2}{ن}$$

واذا كان نتاج مجموع نتاجات ضرب (س) في ص (ع $\text{ب}_{\text{س ص}}$) SPxy = مجـ $(\text{س} - \text{م}_{\text{س}})$ $(\text{ص} - \text{م}_{\text{ص}})$ = مجـ س ص − $\frac{(\text{مجـ س})(\text{مجـ ص})}{ن}$

فان قيمة (ر) يمكن حسابها من خلال المعادلة التالية:

المعادلة (5:6):

$$ر = \frac{ع\ ب_{س\ ص}}{\sqrt{مجموع\ مربع\ انحرافات\ المتغير\ س \times مجموع\ مربع\ انحرافات\ ص}}$$

$$r = \frac{SPxy}{\sqrt{SS_x\ SS_y}}$$

هذا ولا بد من الاشارة هنا الى ان كل من مجموع مربع الانحراف وما يسمى بالنتاجات Products يقودان الى كل من التباين Variance والتغاير Covariance.

اذ ان $ع^2_{س} = \frac{مجموع\ مربع\ انحرافات\ \ س}{ن - 1}$ $\qquad S^2_x = \frac{SSx}{n-1}$

و $ع^2_{س\ ص} = \frac{مجموع\ مربع\ انحرافات\ س\ ص}{ن - 1}$ $\qquad Cov_{xy} = \frac{SPxy}{n-1}$

وباستخدام البيانات الواردة في الجدول (1:6) فاننا نستطيع ان نجد قيمة (ر) باستخدام المعادلة (3:6) وبناء على ذلك فان:

$$ر = \frac{مجموع\ مربع\ انحرافات\ س\ ص}{ع_{س} \times ع_{ص}}$$

$$= \frac{291.8}{16.67 \times 18.23}$$

= 0.96 وهي نفس النتيجة التي اشرنا اليها سابقاً.

إن معامل الارتباط هذا يعبر عن معامل ارتباط العينة، وهذا المعامل قد يكون متحيز ولا يعبر عن معامل الارتباط في المجتمع والذي يرمز له بالرمز (p) او rho. فعندما نسحب ازواج من العينات من المجتمع، ونتوصل الى معامل ارتباط يساوي (1). او قريب منه، فان هذا لا يعني ان معامل الارتباط في المجتمع والذي تم سحب منه ازواج من العينات يساوي (1) او قريب منه.

والنقطة التي لا بد من الاشارة اليها هنا انه عندما تكون عدد الملاحظات او الافراد قليل، فان معامل الارتباط للعينة سيكون تقدير متحيز لمعامل الارتباط للمجتمع. ولذلك

فاننا بحاجة الى اجراء عملية تصحيح لهذا المعامل بحساب ما يسمى معامل الارتباط المعدل $(r_{adjusted})$ (Adjusted Correlation Coefficient)

وذلك من خلال المعادلة (6:6) التالية:

المعادلة (6:6)

$$ر_{المعدّل} = \sqrt{1 - \frac{(1 - ر^2)(ن - 1)}{ن - 2}} \qquad r_{adjusted} = \sqrt{1 - \frac{(1 - r^2)(n-1)}{n-2}}$$

إن المعامل الناتج يدعى ايضاً بالتقدير غير المتحيز لمعامل ارتباط المجتمع. اما اذا كان حجم العينة كبير فاننا لا نتوقع وجود اختلافات بين معامل الارتباط ومعامل الارتباط المعدّل.

في المثال (1:6) فان قيمة ر = 0.96 ، و ن = 10 وبالتالي فان قيمة:

$$ر_{المعدّل} = \sqrt{ - \frac{(1-10)(0.96^2 - 1)}{1 - 10}}$$

$$= 0,954$$

وهذه القيمة قريبة من القيمة الاصلية والمساوية لـ 0.96.

هذا وقد تم ادخال البيانات الواردة في الجدول (1:10) في الحاسوب وحسب معامل ارتباط بيرسون بين الدافعية والتحصيل باستخدام الرزم الاحصائية للعلوم (SPSS) وتشير نتائج الحاسوب أولاً الى المتوسطات والانحرافات المعيارية للاداء على كل متغير من المتغيرات.

كذلك تشير النتائج الى أن معامل الارتباط يساوي 0.96 وهي نفس النتيجة التي اشرنا اليها سابقاً.

هذا وتبين نتائج الحاسوب الاحتمال المرتبطة بالقيمة، اذ بلغ الاحتمال المرتبط بالقيمة 0,000 وبما ان الاحتمال هذا اقل من (0.05) أو حتى (0.01)، اذا نستطيع القول ان هناك ارتباط ذو دلالة عند مستوى $(\alpha = 0.05)$ بين الدافعية والتحصيل.

Correlations

Descriptive Statistics

	Mean	Std. Deviation	N
MOTIV	106.8000	18.2318	10
ACH	66.6000	16.6747	10

Correlations

		MOTIV	ACH
MOTIV	Pearson Correlation	1.000	.960*
	Sig.(2-tailed)	.	.000
	N	10	10
ACH	Pearson Correlation	.960* .000	1.000 .
	Sig.(2-tailed)	10	10
	N		

** Correlation is significant at the 0.01 level

5:6 معامل ارتباط النقطي (بوينت بايسيريال)

يعتبر معامل الارتباط النقطي حالة خاصة من معامل ارتباط بيرسون. ويستخدم هذا المعامل لايجاد العلاقة بين متغيرين احدهما مستمر وكمي ويقاس على الاقل على مقياس مسافات او نسبة، والمتغير الثاني ثنائي حقيقي وقفاز وكيفي. مثال على ذلك العلاقة بين الجنس والتحصيل على اختبار الاستعداد الاكاديمي، او العلاقة بين الاداء على السؤال او الفقرة (صفر ، 1) والتحصيل. وبالتالي فان المعامل الذي يمكن الحصول عليه هو معامل ارتباط بين الاداء على الفقرة او السؤال والاداء على الاختبار ككل، او العلاقة بين الجنس والتحصيل.

ان معامل ارتباط النقطي يتم حسابه باستخدام المعادلة التالية:

المعادلة (7:6)

$$ر_{\text{بوينت بايسيريال}} = \frac{م_1 - م_{\text{صفر}}}{ع_{ص}} \sqrt{ب ك}$$

$$r_{pb} = \frac{\mu_1 - \mu_0}{\sigma_y}\sqrt{pq}$$

اذ ان $م_1$ = متوسط الدرجات على المتغير (ص) للافراد الذين علاماتهم او تصنيفهم على المتغير (س) يساوي (1).

مَ = متوسط الدرجات على المتغير (ص) للافراد الذين حصلوا على علامات على المتغير (س) يساوي صفر.

$ع_{ص}$ = الانحراف المعياري للعلامات الكلية على المتغير (ص) بغض النظر عن التصنيف على المتغير (س)

ب = نسبة الافراد ضمن التصنيف (1)

ك = نسبة الافراد ضمن التصنيف (صفر)

هذا ولا بد من التذكير هنا الى ان الانحراف المعياري يمكن ايجاده من خلال المعادلة التالية:

المعادلة (8:6)

$$ع_{ص} = \sqrt{\frac{(مجـ ص^2) - \frac{(مجـ ص)^2}{ن}}{ن - 1}}$$

$$\sigma \text{ or } S = \frac{\Sigma y^2 - \frac{(\Sigma y)^2}{n}}{n - 1}$$

مثال (2:6): على فرض ان احد المعلمين اراد حساب معامل الارتباط بين الدرجة على السؤال الاول في اختبار الرياضيات لطلبة الصف السادس الابتدائي والمكون من (10) اسئلة والعلامة الكلية عند عينة من (10)طلاب. هذا مع العلم بان الدرجة على الفقرة اما ان تأخذ (1) اذا كانت الاجابة على السؤال صواب و صفر اذا كانت الاجابة على السؤال خطأ. وقد تم الحصول على البيانات الواردة في الجدول (3:6).

الجدول (3:6) الدرجة على السؤال الاول والدرجة الكلية لاختبار في الرياضيات عند عينة من طلبة الصف السادس الابتدائي

الافراد	الدرجة على السؤال الاول (س)	الدرجة الكلية على الاختبار (ص)
1	1	12
2	1	14
3	1	18
4	1	12
5	1	13
6	0	5
7	0	4
8	0	9
9	0	8
10	0	7

الحل:

لايجاد معامل الارتباط بين الدرجة على الفقرة (السؤال) والدرجة الكلية على الاختبار فان الاحصائي الذي يستخدم في مثل هذه الحالة معامل الارتباط النقطي لان المتغير الاول ثنائي (الاداء على الفقرة 1 او صفر) والمتغير الثاني مستمر (التحصيل).

وبتطبيق المعادلة (7:6) فاننا بحاجة الى ايجاد ما يلي:

أ- متوسط الذي نجحوا على السؤال او الذين تصنيفهم (1)

$$= \frac{13 + 12 + 18 + 14 + 12}{5}$$

$$= 13.8$$

ب- متوسط الذين فشلوا على السؤال او الذين تصنيفهم (صفر)

$$= \frac{7 + 8 + 9 + 4 + 5}{5}$$

$$= 6.6$$

حـ- الانحرافات المعياري للدرجة الكلية ص (عص) $= \sqrt{\frac{\text{(مجـ ص}^2\text{)} - \frac{\text{(مجـ ص)}^2}{\text{ن}}}{\text{ن} - 1}}$

$$= \sqrt{\frac{1212 - \frac{102 \times 102}{10}}{10}}$$

$$= \sqrt{\frac{171,6}{10}}$$

$$= 4.14$$

د - ب = $\frac{5}{10}$

= 0.50 نسبة الافراد الذين نجحوا

هـ - ك = 1 - ب

= 1 - 0.50

= 0.50 نسبة الافراد الذين فشلوا

وبناء على ذلك فان:

$$\text{معامل الارتباط النقطي} = \frac{6.6 - 13.8}{4.14} \sqrt{0.50 \times .50}$$

$$= 0.50 \times 1.60$$

$$= 0.869$$

اي ان معامل الارتباط بين الفقرة والاختبار ككل يساوي 0.869، وهذا يعني ان الفقرة تقيس ما يقيسه الاختبار ككل، لان معامل الارتباط بين الفقرة والاختبار ككل يجب ان يكون على الاقل 0.40 حتى نستطيع القول ان الفقرة تنتمي الى الاختبار او ان معامل التمييز للفقرة مقبول.

كذلك يمكن ايجاد معامل ارتباط بيرسون ولكن المعادلة الاولى اكثر بساطة واسهل استخداماً.

ان معادلة الارتباط النقطي مناسبة اكثر من المعادلة العامة لـ بيرسون، ولكن ملائمة فقط عندما يكون احد المتغيرات ثنائي وقفّاز والمتغير الاخر يتم قياسه على الاقل على مقياس مسافات.

هذا وبالنظر الى معادلة الارتباط النقطي اذا كان متوسط الذين اعطوا تصنيف (1) يساوي متوسط الذي اعطوا تصنيف صفر، او بمعنى اخر اذا كان متوسط الذين نجحوا على السؤال يساوي متوسط الذين فشلوا على السؤال، فإن معامل الارتباط النقطي يساوي صفر. ولذلك بالنسبة للانحراف المعياري، فان القيمة المطلقة لمعامل الارتباط النقطي تزداد كلما زاد الفرق بين متوسطات المجموعة على المتغير الوثّاب (القفّاز). فاذا كان الفرق بين متوسط الذين نجحوا على الفقرة ومتوسط الذين فشلوا على الفقرة سالب، فان ذلك يعني ان معامل الارتباط النقطي يساوي قيمة سالبة، اي ان الافراد الذين حصلوا على درجة عالية على الاختبار ككل يميلون للاجابة بشكل خاطىء على الفقرة او السؤال. هذا ولا بد من الاشارة هنا الى ان الاشارة السالبة تعني شيء محدد بالنسبة لبعض المتغيرات، ففي حالة ايجاد العلاقة بين الجنس والتحصيل، فان عملية تعيين 1 او صفر تتم بشكل اعتباطي، والاشارة تعتمد على المعنى من وراء ذلك التعيين. فعلى سبيل المثال اذ اعطى تصنيف للذكور 1 وتصنيف للاناث صفر. فاذا كانت قيمة معامل الارتباط النقطي موجبة للعلاقة بين الجنس والتحصيل، فان ذلك يعني ان الذكور حصلوا على علامات اعلى على ذلك المتغير من الاناث.

1:5:6 فحص الدلالة الاحصائية لمعامل الارتباط النقطي

ان الفرضية الصفرية التي تفحص في حالة معامل الارتباط النقطي تشير الى ان قيمة معامل الارتباط تساوي صفر $Ho : p = o$ ، اما بالنسبة للفرضية البديلة فتشير الى ان معامل الارتباط يختلف عن صفر $H_a : p \neq o$.

وبما ان معامل الارتباط النقطي حالة خاصة من معامل ارتباط بيرسون فانه يمكن حسابه بنفس الطريقة التي يحسب فيها معامل ارتباط بيرسون.

وفي مثل هذه الحالة نستخدم اختبار (ت) والذي يمكن حسابه من خلال استخدام المعادلة التالية:

المعادلة (9:6)

$$ت = \frac{\text{ر معامل الارتباط النقطي} \sqrt{ن - 2}}{\sqrt{1 - \text{ر}^2 \text{ معامل الارتباط النقطي}}}$$

$$C = \frac{r_{pb} \sqrt{n - 2}}{\sqrt{1 - r^2_{pb}}}$$

وبالنسبة لدرجات الحرية فانها تساوي ن − 2

وبتطبيق هذه المعادلة على النتائج المتعلقة بالجدول (3:6) فان:

$$ت = \frac{869\sqrt{10 - 2}}{\sqrt{1 - 2(0.869)}}$$

$$= \frac{2.457}{0.4948}$$

$$= 4.97$$

ولاتخاذ قرار فاننا بحاجة الى ايجاد قيمة ت الحرجة من جدول توزيع ت والموجود في قائمة الملاحق .

ولايجاد قيمة ت الحرجة فاننا بحاجة الى ايجاد درجات الحرية والتي تساوي في مثل هذه الحالة 10-2 ، اي 8 ، ومعرفة قيمة α والتي قد تكون 0.05 أو 0.01 .

وبناءً على ذلك فان قيمة ت الحرجة بدرجات حرية 8 و ($\alpha = 0.05$) (لان الاختبار في هذه الحالة هو اختبار ذو نهايتين) تساوي $\pm$ 2.306 .

وبما ان قيمة ت المحسوبة والمساوية لـ 4.97 اعلى من قيمة ت الحرجة والتي تساوي 2.306 فاننا نرفض الفرضية الصفرية ونقول ان معامل الارتباط بين السؤال (1) والاختبار ككل ذا دلالة. اي ان هناك فرق ذا دلالة احصائية عند مستوى ($\alpha = 0.05$) بين الذين حصلوا على علامات عالية والذين حصلوا على علامات متدنية بالنسبة للسؤال (1) وهذا الفرق لصالح الذين حصلوا على علامات عالية كذلك يمكن القول ان هناك علاقة بين معامل الارتباط النقطي واختبار (ت) وهذه العلاقة يمكن التعبير عنها من خلال المعادلة التالية:

المعادلة (10:6)

$$ر^2 \text{ معامل الارتباط النقطي} = \frac{ت^2}{ت^2 + \text{درجات الحرية}}$$

$$r^2_{pb} = \frac{t^2}{t^2 + df}$$

$$\text{اي ان } ر^2_{\text{بونيت بايسيريال}} = \sqrt{\frac{ت^2}{ت^2 + \text{درجات الحرية}}}$$

كذلك يمكن استخراج قيمة (ت) للبيانات الواردة في الجدول (3:6)، وذلك باستخدام المعادلة الخاصة باختبار (ت) للعينات المستقلة إذ ان هذه المعادلة تشير الى ان:

$$ت = \frac{م_1 - م_2}{\sqrt{ع^2_{\text{التباين العينتين}} \left(\frac{1}{ن_1} + \frac{1}{ن_{\text{صفر}}}\right)}}$$

$$\text{اذ ان } ع^2_{\text{لتباين العينتين معاً}} = \frac{(ن_1 - 1)\, ع^2_1 + (ن_{\text{صفر}} - 1)\, ع^2_{\text{صفر}}}{ن_1 + ن_{\text{صفر}} - 2}$$

$ن_1$ = عدد الافراد الذين نجحوا على السؤال

$ن_{\text{صفر}}$ = عدد الافراد الذين فشلوا على السؤال

$ع_1$ = الانحراف المعياري للعلامات الكلية للذين نجحوا على السؤال.

$ع_{\text{صفر}}$ = الانحراف المعياري للعلامات الكلية للذين فشوا على السؤال.

فاذا كانت $ع_1 = 6.2$ ، و $ع_{\text{صفر}} = 4.3$ ، و $ن_1 = 5$ و $ن_{\text{صفر}} = 5$ ، و $م_1 = 13.8$ ، و $م_{\text{صفر}} = 6.6$ بالنسبة للبيانات الواردة في الجدول (3:6).

وقبل ايجاد قيمة ت فاننا بحاجة الى ايجاد ع2

اذ ان $ع^2$ لتباين العينتين معاً = $\frac{4.3\ (1-5) + 6.2)\ (1-5)}{2 - 5 + 5}$

= 5.25

وبناءً على ذلك فان:

ت = $\frac{6.6 - 13.8}{\sqrt{(5.25)\ (\frac{1}{5}+\frac{1}{5})}}$

= $\frac{7.2}{1.449}$

= 4.97 وهي نفس القيمة التي توصلنا نتيجة تطبيق المعادلة (9:6).

كذلك يمكن استخدام المعادلة (10:6) لايجاد معامل الاتباط النقطي وباستخدام البيانات الواردة في الجدول (3:10) بالاضافة الى قيمة (ت)، ودرجات الحرية، فان:

ر بوينت بايسيريال = $\sqrt{\frac{^2(4.97)}{8 + ^2(4.97)}}$

= $\sqrt{0.7554}$

= 0.86 وهي ايضا نفس النتيجة السابقة

إن عملية الربط بين مربع معامل الارتباط النقطي (r^2_{pb}) وقيمة (ت) تظهر لنا انه لا يوجد فرق بين الارتباط وما يسمى بالفروق بين المتوسطات. ويمكن استخدام مربع معامل الارتباط النقطي وقيمة (ت) معاً للحصول على ما يسمى بالدلالة العملية بالاضافة الى الدلالة الاحصائية.

كذلك يشير هذا المعامل الى مدى مساهمة المتغير (س) في المتغير (ص)، وانه يمكن ايجاد قيمة (ر) بالرجوع الى الدراسات السابقة اذا عرفنا قيمة (ت) فقط.

6:6 معامل بايسيريال او معامل الارتباط الثنائي Biserial Correlation

إن معامل ارتباط بايسيريال مشابه لمعامل الارتباط النقطي من حيث انه يستخدم عندما يتم تصنيف احد المتغيرات ضمن مقياس اسمي والمتغير الاخر ضمن مقياس مسافات او نسبة.

ويفترض هذا المعامل ان المقياس الاسمي للمتغير الاول يتضمن متغير مستقل في الاصل وموزع توزيعاً سوياً، ولكن البيانات على هذا المتغير استخدمت على شكل ثنائي. فعلى سبيل المثال اذا اردنا ان نجد العلاقة بين مستوى القلق والاداء على اختبار في التحصيل، فان نوع المقياس بالنسبة للاختبار التحصيلي مقياس مسافات، ولكن البيانات المتعلقة بالقلق يتم تقسيمها الى مستويين، ذوي القلق العالي وذوي القلق المنخفض (اي ان التقسيم ثنائي مصطنع).

ولايجاد قيمة معامل ارتباط بايسيريال فاننا نستخدم المعادلة التالية:

المعادلة (11:6):

$$ر_{\text{بايسيريال (للمجتمع)}} = \frac{\hat{م}_1 - \hat{م}_{\text{صفر}}}{ع_{\text{ص}}} \times \frac{ب\,ك}{ي}$$

او للعينة

$$= \frac{م_1 - م_{\text{صفر}}}{ع_{\text{ص}}} \times \frac{ب\,ك}{ي}$$

$$r_b = \frac{\mu_1 - \mu_0}{\sigma_y} \frac{pq}{u} \quad \text{or} \quad r_b = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_0}{S_y} . \frac{pq}{u}$$

اذ ان:

$م_1$ = متوسط الاداء لافراد العينة الذين حصلوا على تصنيف 1 على المتغير س.

$م_{\text{صفر}}$ = متوسط الاداء لافراد العينة الذين حصلوا على تصنيف صفر على المتغير س

ب = نسبة الافراد الذين حصلوا على تصنيف 1 على المتغير س

ك = نسبة الافراد الذين حصلوا على تصنيف صفر على المتغير س

ي = طول الاحداثي الصادي الذي يفصل بين المجموعتين فيما لو كانت قيمة س تمثل مجتمعاً سوياً مساحته وحدة واحدة ويستخرج عادة من جدول الاحداثيات ص (y) للمنحنى الطبيعي المعياري (ز) والموجود في الملاحق .

ملاحظة: ان عملية التصنيف يمكن ان تكون 1 او 2 وليس فقط 1 او صفر، فاذا كانت عملية التصنيف 1 و 2 فاننا نستطيع الاستعاضة بـ 2 بدلاً من صفر في المعادلات السابقة، لان عملية التصنيف تعتمد على الباحث.

مثال (3:6): على فرض ان احد الباحثين اراد ان يجد العلاقة بين مستوى القلق والتحصيل في اللغة الانجليزية. فاختار عينة مؤلفة من (15) طالباً من طلبة الصف الاول الثانوي وبعد ان طبق عليهم اختباري القلق والتحصيل قام بتصنيف الطلاب الى ذوي قلق عالي واعطوا تصنيف 1 و ذوي قلق منخفض واعطوا تصنيف صفر.

فاذا كانت البيانات التي حصل عليها الباحث كما هي وارده في الجدول (4:6) ، جد معامل الارتباط بين القلق والتحصيل.

الجدول (4:6) الدرجات على اختبار التحصيل في اللغة الانجليزية حسب متغير مستوى القلق

مستوى القلق	التحصيل
1	53
1	38
1	36
1	51
1	52
1	55
0	61
0	68
0	58
0	66
0	70
0	80
0	50
0	85
0	63

الحل:

لايجاد العلاقة بين مستوى القلق والتحصيل في اللغة الانجليزية فاننا نستخدم معامل بايسيريال لوجود متغيرين الاول ثنائي (مصطنع) والثاني متغير مستمر.

وبتطبيق المعادلة (11:10) فاننا بحاجة الى ايجاد القيم التالية:

أ . $م_1 = \frac{55 + 52 + 51 + 36 + 38 + 53}{6}$

$= 47.5$

ب. م صفر = $\frac{83 + 85 + 50 + 80 + 70 + 66 + 58 + 68 + 61}{9}$

= 69

حـ. عص او الانحراف المعياري للدرجات على اختبار التحصيل

= 13.64

د . ب = $\frac{6}{15}$

= 0.40

هـ . ك = $\frac{9}{15}$

= 0.60

اما بالنسبة لـ ي، اي طول الاحداثي الصادي الذي يتضمن 40% من المساحة للمنحنى في جهة و 60% من الجهة الاخرى.

وبما ان المنحنى يتصف بخاصية التماثل فانه يمكن ان نتعامل مع اي جهة من جهات المتوسط ولذلك نحن بحاجة الى 10% اما فوق المتوسط او دون المتوسط، اذ انه فوق المتوسط 0.50 + 0.10 = 0.60 ، ودون المتوسط 0.50 - 0.10 = 0.40 ثم بعد ذلك نبحث عن المساحة 0.10 ونجد (ز) المقابلة لها. وبما انه لا توجد مساحة تساوي 0.10 بالضبط وانما هناك قيمتان هما 0.0987 و 0.1026 يقابلهما احداثي صادي 0.3867 و 0.3857 على التوالي، وبالتالي فاننا نأخذ متوسطهما والذي يساوي 0.3867 + 0.3857 ، اي 0.3864

وبتطبيق المعادلة (10:6) فان:

معامل بايسريال = $\frac{69 - 47.5}{13.64} \times \frac{0.60 \times 0.40}{0.3864}$

= - 1.58 x 0.621

= - 0.98

إن هناك علاقة بين معامل ارتباط بايسيريال ومعامل الارتباط النقطي وهذه العلاقة يمكن التعبير عنها من خلال المعادلة التالية:

المعادلة (12:6):

ر بايسيريال = ر بوينت بايسيريال × $\sqrt{\text{ب ك}}$ / ي

$$r_b = r_{pb} \frac{\sqrt{pq}}{u}$$

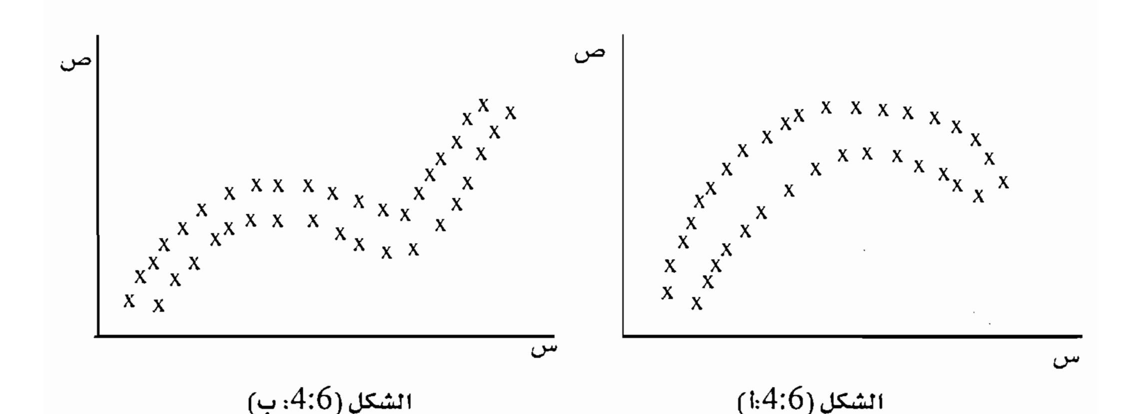
ونظرياً فان القيمة القصوى لمعامل بايسيريال بين ±1 ، ولكن اذا كان التوزيع للمتغير المستمر والذي تم تقسيمه الى متغير ثنائي ابتعد عن ب = ك = 0,50 ، فان قيمة معامل بايسيريال سوف تزداد عن ±1، وهذا قلما يحدث، ويمكن تجنبه باستخدام المعامل الاكثر ملائمة.

وبما ان $\frac{\sqrt{ب ك}}{ي}$ دائماً اكبر من 1 ، فان معامل بايسيريال دائماً اكبر من معامل الارتباط النقطي(بوينت بايسيريال) ان القاعدة العامة لاستخدام معامل الارتباط النقطي هو ان تكون البيانات تتصف بالثنائية الحقيقية او عندما يكون هناك نوع من التأكيد بأن التوزيع للمتغير الثنائي لا يتصف بالسواء. ولذلك فاننا نستخدم معامل بايسيريال عندما نتأكد بأن السواء قد تحقق بالنسبة للمتغير الثنائي.

هذا ولا بد من ان نشير هنا الى ان معامل الارتباط النقطي يستخدم عند حساب مصفوفة معاملات الارتباط في حالة الانحدار المتعدد او في حالة التحليل العاملي. وفي الواقع العلمي فانه من النادر استخدام معامل بايسيريال.

7:6 معامل ارتباط الرتب لـ سبيرمان Spearman Rank Order Correlation Coefficient

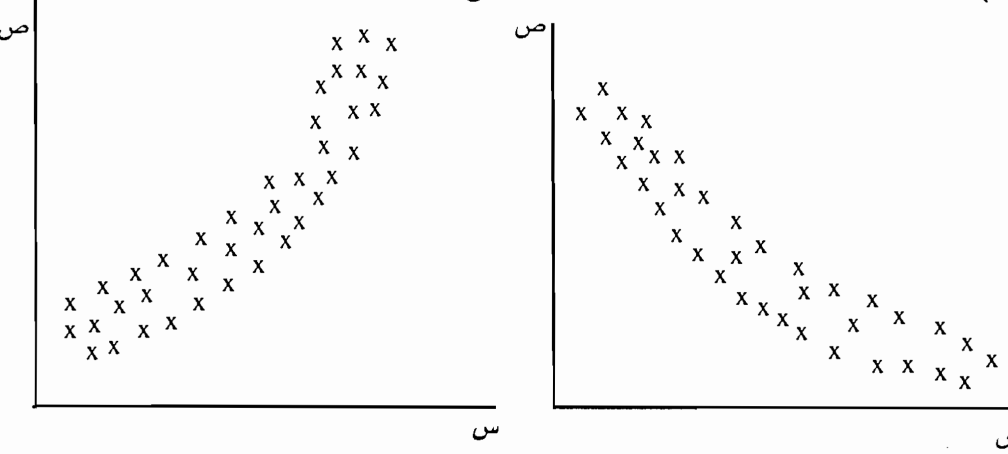
إن معامل ارتباط بيرسون يستخدم لقياس العلاقة الخطية بين س و ص. ولكن هذه العلاقة ليست دائماً موجودة في ميدان العلوم السلوكية، فالعلاقة او الارتباط بين معتقدات الافراد والتحصيل قد تكون علاقة غير خطية (Curvlinear). وهناك كثير من الحالات التي يمكن ان نميز من خلالها ما يسمى بالعلاقة الخطية. فلو اخذنا على سبيل المثال الاشكال (4:6أ، و 4:6 ب) فاننا نلاحظ ان العلاقة بين المتغير س و ص علاقة غير خطية



الشكل (4:6: ب)   الشكل (4:6أ)

الاشكال (4:6): العلاقة بين س وص

اما بالنسبة لشكل الانتشار في كل من الاشكال (5:6: أ) و (5:6: ب) فانها تشير الى ان (س) ترتبط بشكل مضطرد وعلى وتيرة واحدة مع (ص).



الشكل (5:6: ب) الشكل (5:6:أ)

الاشكال (5:6): العلاقة بين المتغير س والمتغير ص

فالعلاقة المضطردة تعني ان الزيادة في احدى المتغيرات ترتبط دائماً بزيادة في درجات المتغير الاخر (ازدياد مضطرد) او بالنقصان في هذه الدرجات.

ان العلاقة الاضطرادية هي العلاقة التي يكون فيها شكل الانتشار يزداد او ينقص. فعلى سبيل المثال في الشكل (5:6: أ) فان هناك تناقص بمعدل سريع بالنسبة لقيم س المنخفضة ومن ثم تستمر في التناقص حتى يصبح هذا التناقص ابطأ في المستويات العليا من س ، وفي مثل هذه الحالة فإن ص تنقص بشكل مضطرد كدلالة للمتغير س.

وبالنسبة للشكل (5:6: ب) فان العكس هو الصحيح، اذ ان قيم (ص) تزداد بمعدلات بطيئة لقيم س المنخفضة، ومن ثم تستمر في الزيادة بمعدل سريع بالنسبة لقيم (س) العليا. وفي مثل هذه الحالة فان (ص) توصف على انها تزداد بشكل مضطرد كدالة لقيم (س).

إن معامل ارتباط سبيرمان يستخدم عندما تكون العلاقة غير خطية بين المتغيرين والازدياد المضطرد او النقصان المضطرد هو الذي يصف العلاقة بين س و ص، وابعد من ذلك فان معامل ارتباط سبيرمان يستخدم عندما تكون البيانات على شكل رتب. ولذلك عندما تكون هناك علاقة طردية بين (س و ص) فان الدرجات على المتغير المستمر تحول الى درجات تمثل رتبة كل شخص (الترتيب من الادنى الى الاعلى، ادنى = 1) ومن ثم الذي يليه، وهكذا حتى ننتهي من جميع الافراد).

وعندما يتم تحويل الدرجات على شكل رتب فإن شكل الانتشار للعلاقة الاضطرادية بين س و ص يتحول الى شكل انتشار للرتب والتي تعتبر خطية في مثل هذه الحالة. ومع وجود العلاقة الخطية بين الرتب، فانه يمكن حساب معامل ارتباط سبيرمان للرتب. إن معامل ارتباط سبيرمان للرتب هو مثل معامل ارتباط بيرسون للرتب، انه يعكس الحجم واتجاه العلاقة بين س و ص.

مثال (4:6): اراد باحث ان يجد العلاقة بين الانبساطية والدعابة عند عينة مؤلفة من (9) افراد وطبق عليهم اختبار يقيس الانبساطية واختبار اخر يقيس الدعابة، وبعد ذلك حصل على البيانات المشار اليها في الجدول (5:6) التالي:

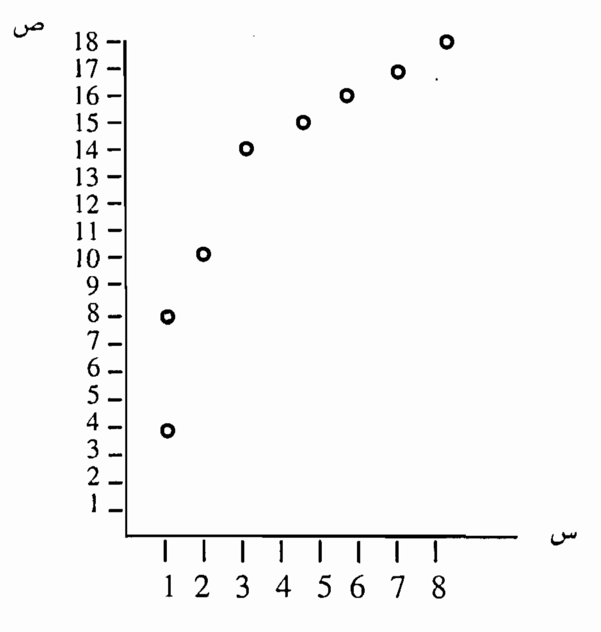
الجدول (5:6): الاداء على مقياس الانبساطية ومقياس الدعابة

الاداء على مقياس الانبساطية	الاداء على مقياس الدعابة
1	4
1	8
2	10
3	14
4	15
5	16
6	17
7	18
8	18

الحل:

لفحص الفرضية الصفرية التي تشير الى عدم وجود ارتباط بين المتغيرين فانه بالامكان حساب معامل ارتباط بيرسون بعد تحويل العلاقة الاضطرادية بين س و ص الى علاقة خطية بين رتب كل من س و ص.

فلو اخذنا الدرجات الموجودة في الجدول (5:6) قبل تحويلها الى رتب فان العلاقة بين الانبساطية والدعابة تظهر بانها علاقة غير خطية وذلك كما هو مبين في الشكل (6:6).

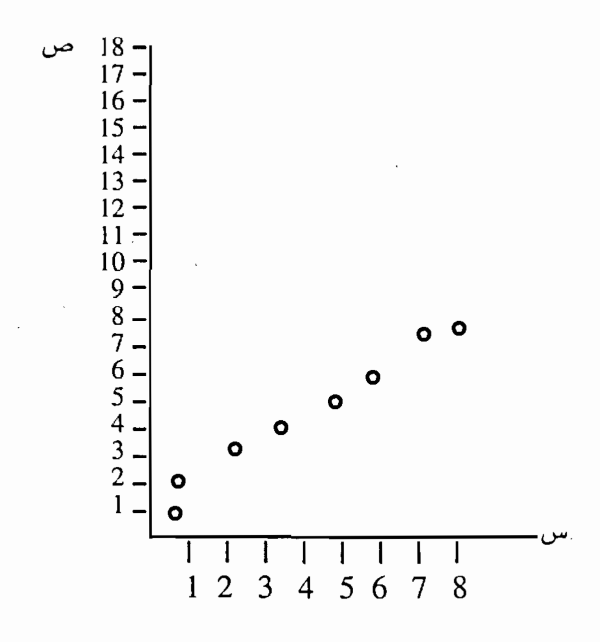


الشكل (6:6): العلاقة بين الانبساطية (س) والدعابة (ص)

وبتحويل العلاقات السابقة على شكل رتب وكما هو واضح في الجدول (6:6) ورسم شكل الانتشار لكل من س و ص، فان العلاقة بين س و ص تصبح خطية وذلك كما هو مبين في الشكل (7:6)

الجدول (6:6): الدرجات والرتب على مقياس الانبساطية ومقياس الدعابة

الدرجة على مقياس الانبساطية (س)	الرتبة	الدرجة على مقياس الدعابة (ص)	الرتبة
1	1.5	4	1
1	1.5	8	2
2	3	10	3
3	4	14	4
4	5	15	5
5	6	16	6
6	7	17	7
7	8	18	8.5
8	9	18	8.5
المجموع	45		45



الشكل (7:6) العلاقة بين الانبساطية (س) والدعابة (ص)

ومن خلال البيانات الواردة في الجدول (6:6) فان:

مجموع الرتب للمتغير س = 45، ومجموع الرتب للمتغير ص = 45، ومجموع س ص = 284

ومجموع س2 للرتب = 284.5 ، مجموع ص2 للرتب = 284.5

وبتطبيق المعادلة (4:6) الخاصة بمعامل ارتباط بيرسون فان:

$$\text{معامل ارتباط بيرسون (ر)} = \frac{284 - \frac{45 \times 45}{9}}{\sqrt{\left\{284.5 - \frac{45 \times 45}{9}\right\}\left\{284.5 - \frac{45 \times 45}{9}\right\}}}$$

$$= 0.99$$

ان معامل الرتب لسبيرمان يعتبر ملائم للمتغيرات المقاسة على مقياس تراتيبي او تلك التي مقاسة على مقياس مسافات والتي تكون العلاقة بينها تزداد باضطراد او تتناقص باضطراد، وان معامل الارتباط يتم تفسيره كما هو الحال في معامل ارتباط بيرسون. هناك معادلة اخرى اكثر سهولة لايجاد معامل الرتب لسبيرمان هذه المعادلة يمكن التعبير عنها رياضياً كما يلي:

المعادلة (6 :13):

$$ر_س = 1 - \frac{6 \text{ مجـ } د^2}{ن (ن^2 - 1)}$$

$$r_s = 1 - \frac{6 \Sigma D^2}{N (N^2-1)}$$

اذ ان د = مجموع الفروق بين رتب كل من س و ص

ن = عدد الافراد

فلو اخذنا بعين الاعتبار الرتب الموجودة في الجدول (6:10) فان قيمة $د^2$ (مجموع مربعات الفروق بين س و ص) تساوي 1 وذلك كما هو مبين في الجدول (7:6).

الجدول (7:6) الرتب للاداء على مقياس الانبساطية ومقياس الدعابة والفروق بين الرتب

الرتب للانبساطية	الرتب للدعابة	د	$د^2$
1.5	1	0.5 = 1 - 1.5	0.25
1.5	2	0.5 - = 2 - 1.5	0.25
3	3	3 - 3 = صفر	صفر
4	4	4 - 4 = صفر	صفر
5	5	5 - 5 = صفر	صفر
6	6	6 - 6 = صفر	صفر
7	7	7 - 7 = صفر	صفر
8	8,5	0.5- = 8.5 - 8	0.25
9	8,5	0.5 = 8.5 - 9	0.25
المجموع			1

وبتطبيق المعادلة (13:6) على النتائج الواردة في الجدول (7:6) فان:

$$ر_س = 1 - \frac{6 \times 1}{9 (81 - 1)}$$

$$= 1 - \frac{6}{720}$$

$$= 1 - 0.0083$$

= 0.992 وهذه النتيجة هي نفسها التي حصلنا عليها باستخدام معامل ارتباط بيرسون.

8:6 معامل الاقتران (فاي) Phi Coefficient

ان معامل الاقتران فاي (ϕ) حالة خاصة من معامل ارتباط بيرسون، ويستخدم هذا المعامل في حالة ايجاد العلاقة بين متغيرين الاول ثنائي حقيقي والثاني ثنائي حقيقي، ومن الامثلة على ذلك العلاقة بين الجنس (ذكور، اناث) والانتماء السياسي (ديمقراطي، جمهوري)، والعلاقة بين التدخين (يدخن، لا يدخن) والموت بسبب السرطان او اسباب اخرى.

مثال (5:6): على فرض ان احد الباحثين اراد ان يجد العلاقة بين الجنس والانتماء السياسي، فاختار عينة مؤلفة من (15) فرداً (8 ذكور، 7 اناث) وقد حصل الباحث على البيانات الواردة في الجدول (8:6) بعد سؤال افراد العينه عن انتماءهم السياسي.

الجدول (8:6): الجنس والانتماء السياسي

الجنس		الانتماء السياسي		
(س)	$س^2$	(ص)	$ص^2$	س × ص
1	1	1	1	1
1	1	1	1	1
1	1	2	4	2
1	1	1	1	1
1	1	2	4	2
1	1	1	1	1
1	1	1	1	1
1	1	1	1	1
2	4	2	4	4
2	4	2	4	4
2	4	2	4	4
2	4	1	1	2
2	4	2	4	4
2	4	1	1	2
2	4	1	1	2
22	36	21	33	32

المطلوب: حساب معامل الارتباط بين الجنس والانتماء السياسي باستخدام الاحصائي المناسب ($\alpha = 0.05$).

الحل: لايجاد معامل الارتباط بين الجنس والانتماء السياسي فانه يمكن استخدام معامل ارتباط بيرسون.

وبتطبيق المعادلة (4:6) الخاصة بمعامل ارتباط بيرسون على البيانات الواردة في الجدول (8:6) فان:

$$ر = \frac{\frac{21 \times 22}{15} - 32}{\sqrt{\left\{\frac{21 \times 21}{15} - 33\right\} \left\{\frac{22 \times 22}{15} - 36\right\}}}$$

$$= \frac{-1.2}{3.665}$$

$$= -0.327$$

اي ان العلاقة بين الجنس والانتماء السياسي تساوي - 0.327

كذلك توجد هناك امكانية لتنظيم البيانات الواردة في الجدول (8:10) في جدول 2x2 والذي يسمى بجدول الاقتران، اذ نقوم بتوزيع هذه البيانات على شكل تكرارات بحيث يتم استخدام التصنيف التالي للمتغيرين المشار اليها في الجدول (8:6).

أ. الجنس ذكور = 1

اناث = 2

ب. الانتماء السياسي

ديمقراطي = 1

جمهوري = 2

وبتطبيق هذه المعطيات على الجدول (8:6) فاننا نحصل على الجدول (9:10) التالي:

الجدول (9:6) التكرارات حسب متغيري الجنس والانتماء السياسي

الانتماء السياسي / الجنس	ديمقراطي	جمهوري	المجموع
ذكور	6 (أ)	2 (ب)	8
اناث	3 (حـ)	4 (د)	7
المجموع	9	6	15

هذا وتمثل الاحرف أ ، ب ، حـ، د التكرارات في كل خلية من الخلايا، فعلى سبيل المثال تمثل البيانات الموجودة في الخلية أ ذكور ديمقراطيين. وبناءاً على ذلك يمكن الاستعاضة عن معادلة بيرسون باستخدام معامل فاي (ϕ) وذلك كما هو مبين في المعادلة(14:6) التالية:

المعادلة (14:6):

معامل الاقتران (فاي) = أ د - ب حـ / √((أ + ب) (حـ + د) (أ + حـ) (ب + د))

$$\phi = \frac{a\,d - b\,c}{\sqrt{(a + b)\,(c + d)\,(a + c)\,(b + d)}}$$

وبتطبيق هذه المعادلة على البيانات الواردة في الجدول (9:6) فان:

معامل فاي = $\frac{4 \times 6 - 3 \times 2}{\sqrt{6 \times 9 \times 7 \times 8}}$

= $\frac{18 -}{54.99}$

= - 0.327

ولفحص فيما اذا كان معامل الاقتران ذا دلالة فاننا نستخدم كاي2. وبما ان توزيع $\phi 2$ هو توزيع كاي2 بدرجة حرية واحدة، فان كاي2 يتم حسابه باستخدام المعادلة التالية:

المعادلة (15:6):

كاي^2 = ن × (فاي)^2

$$X^2 = N\,(\phi)^2$$

وبتطبيق ذلك على البيانات المتعلقة بالمثال (5:6) فان:

كاي^2 = 15 x (0.327)^2

= 1,61

وبمقارنة هذه القيمة مع قيمة كاي2 الحرجة والتي تساوي من جدول كاي2 الموجود في الملحق (4:4) بدرجات حرية 1 و $\alpha = 0.05$ 3.84 فاننا نستطيع القول انه لا يوجد ارتباط ذو دلالة عند مستوى ($\alpha = 0.05$) بين الجنس والانتماء السياسي.

ان قيمة كاي2 يمكن استخراجها مباشرة من جدول الاقتران وفحص الفرضية الصفرية التي تشير الى ان هناك استقلالية بين الجنس والانتماء السياسي.

إن كاي^2 = مجـ $\frac{\text{(الملاحظ – المتوقع)}2}{\text{المتوقع}}$

وبناءً على ذلك فاننا بحاجة الى ايجاد المتوقع لكل خلية من الخلايا الواردة في الجدول (9:10) وذلك على النحو التالي:

أ. المتوقع بالنسبة للخلية الاولى (ذكور وديمقراطين) $= \frac{8 \times 9}{15}$

$= 4.8$

ب. المتوقع بالنسبة للخلية الثانية (اناث وديمقراطيا ت) $= \frac{7 \times 9}{15}$

$= 4.2$

حـ. المتوقع بالنسبة للخلية الثالثة (ذكور وجمهوريين) $= \frac{8 \times 6}{15}$

$= 3.2$

د. المتوقع بالنسبة للخلية الرابعة (اناث وجمهوريات) $= \frac{7 \times 6}{15}$

$= 2.8$

وبتطبيق معادلة كاي^2 على هذه النتائج فان:

$$\text{كاي}^2 = \frac{(4.8-6)^2}{4.8} + \frac{(4.2-3)^2}{4.2} + \frac{(3.2-2)^2}{3.2} + \frac{(2.8-4)^2}{2.8}$$

$$= 0.3 + 0.343 + 0.45 + 0.514$$

= 1.61 وهي نفس النتيجة السابقة التي توصلنا اليها بتطبيق المعادلة (15:6)

عند حساب معامل فاي فاننا نسأل عن وجود علاقة بين المتغير س والمتغير ص وكذلك الحال بالنسب لـ كاي^2، ولكن يستخدم كاي^2 لفحص الدلالة الاحصائية المتعلقة بالارتباط، بينما معامل فاي يقيس درجة او حجم العلاقة.

هذا ولا بد من الاشارة هنا الى ان هناك علاقة خطية بين معامل فاي وكاي2، وبناءً على الحقيقة التي تشير الى ان:

كاي2 = ن × (فاي)2

فان معامل فاي يمكن حسابه من خلال المعادلة (16:6) التالية:

المعادلة (16:6):

$$\text{معامل فاي } (\phi) = \sqrt{\frac{\text{كاي}^2}{\text{ن}}} \qquad (\phi) = \sqrt{\frac{X^2}{N}}$$

وبالرجوع الى قيمة كاي2 المتعلقة بالبيانات الواردة في الجدول (9:6)

$$\text{فان معامل فاي } (\phi) = \frac{1.61}{15}$$

= 0.327 وهي نفس النتيجة التي اشرنا اليها سابقاً.

هذا وقد تم ادخال البيانات المتعلقة بالجدول (8:6) في الحاسوب وقد تم معالجة البيانات باستخدام معامل فاي من خلال الرزم الاحصائية للعلوم الاجتماعية (SPSS).

وتبين لنا نتائج االحاسوب الواردة ادناه الى ان قيمة فاي (phi) تساوي 0.327 وهي نفس النتيجة التي توصلنا اليها. كذلك تشير النتائج الى الاحتمال المرتبط بقيمة فاي والتي تساوي 0.205، وبما ان هذا الاحتمال اعلى من 0.05 ، اذاً يمكن القول ان الباحث فشل في رفض الفرضية الصفرية. اي بمعنى اخر هناك استقلالية بين الجنس والانتماء السياسي او لا يوجد ارتباط بين الجنس والانتماء السياسي.

Crosstabs

Affl*SEX Crosstabulation

Count

		SEX		Total
		Males	Females	
AFFL	Democratic	6	3	9
	Republic	2	4	6
Total		8	7	15

Symmetric Measures

		Value	Approx.Sig.
Nominal by Nominal	Phi	.327	.205
	Cramer's V	.237	.205
N of Valid Cases		15	

a. Not assuming the null hypothesis.
b. Using the asymptotic error assuming the null hypothesis.

9:6 مقياس التوافق (حـ) Contingency Coefficient

يستخدم مقياس التوافق عندما تكون المتغيرات المراد ايجاد معامل الارتباط بينها على شكل مجموعات. كذلك يستخدم عندما يتم تقسيم المتغيرات الى متغيرات تتصف بالثنائية.

إن معامل فاي وكما رأينا يستخدم فقط عندما يتم تصنيف المتغيرين الى مجموعتين، ولكن عنما يتم تصنيف المتغيرين او احداهما الى اكثر من مجموعتين فانه معامل التوافق يستخدم لقياس درجة الارتباط.

ومعامل التوافق يرتبط مباشرة باختبار كاي2 ويتم حسابه باستخدام جدول الاقتران. وفي المقابل فان كاي يحسب من معامل الاقتران. ان كاي2 يزودنا بطريقة اكثر سهولة لحساب الدلالة الاحصائية لمعامل الاقتران.

إن معامل الاقتران يزودنا بمعاملات ارتباط قابلة للمقارنة مع معاملات ارتباط بيرسون اذا تم تقسيم كل متغير على الاقل الى خمسة مجموعات واذا كان حجم العينة كبير. ومعامل التوافق يجب ان لا يستخدم الا اذا كانت البيانات المتيسرة على شكل مجموعات، هذا ويمكن ايجاد معامل التوافق (حـ) عن طريق المعادلة التالية:

المعادلة (17:6):

$$\text{حـ} = \sqrt{\frac{\text{كاي}^2}{\text{كاي}^2 + \text{ن}}}$$

$$C = \sqrt{\frac{X^2}{X^2 + N}}$$

هناك العديد من الصعوبات المرتبطة بهذا النوع من المعاملات. ومن هذه الصعوبات ما له علاقة بحجم (ن)، وبما أن حجم (ن) دائماً اكبر من صفر فان قيمة معامل التوافق لن تكون مساوية 1. واكثر من ذلك فان القيمة القصوى لهذا المعامل تعتمد على الابعاد المتضمنة في جدول التوافق والذي نحسب منه قيمة هذا المعامل. وبناءً على ذلك عندما يكون هناك جدول (2x2) فان القيمة القصوى لمعامل التوافق تساوي 0.707 ، وعندما يكون هناك جدول (3x3) فان القيمة القصوى لمعامل التوافق تساوي 0.816 وهكذا.

وبشكل عام فاننا نجد القيمة القصوى من خلال المعادلة (18:6) التالية:

المعادلة (18:6):

$$\text{القيمة القصوى لمعامل التوافق (حـ)} = \sqrt{\frac{\text{ك} - 1}{2}}$$

$$\text{Maximum value of } C = \sqrt{\frac{k - 1}{2}}$$

اذ ان ك = عدد الاعمدة او عدد الصفوف ايهما اصغر.

مثال (6:6)

على فرض ان احد الباحثين اراد ان يجد العلاقة بين الحالة الاجتماعية والتفضيل كأن يكون لوحده، او في مجموعة صغيرة، ومجموعة كبيرة.

وقد حصل الباحث على بيانات (100) فرد على متغيري الحالة الاجتماعية والتفضيل والجدول (9:6) يوضح ذلك.

الجدول (9:6) التكرارات حسب متغيري الحالة الاجتماعية والتفضيل

التفضيل / الحالة الاجتماعية	فرد	مجموعة صغيرة	مجموعة كبيرة
اعزب	18	4	3
متزوج	8	12	5
مطلق	10	7	8
ارمل	6	15	4

المطلوب: فحص الفرضية الصفرية باستخدام الاحصائي المناسب ($\alpha = 0.05$).

الحل:

1- الفرضية الصفرية: يوجد استقلالية بين الحالة الاجتماعية والتفضيل.

الفرضية البديلة: يوجد هناك ارتباط بين الحالة الاجتماعية والتفصيل.

2- الاختبار الاحصائي: لايجاد العلاقة بين الحالة الاجتماعية والتفضيل فاننا نستخدم اختبار كاي^2 (χ^2) وذلك باستخدام المعادلة والتي اشرنا اليها سابقاً عند الحديث عن كاي^2 والتي تشير الى:

$$\text{كاي}^2\ (\chi^2) = \text{مجـ} \frac{(\text{الملاحظ} - \text{المتوقع})^2}{\text{المتوقع}}$$

ولايجاد المتوقع لكل خلية من الخلايا فان ذلك يتطلب تنظيم البيانات الواردة في الجدول (9:10) على النحو التالي والمشار اليه في الجدول (10:6).

الجدول (10:6) التكرارات الملاحظة والتكرارات المتوقعة وفقاً لمتغيري الحالة الاجتماعية والتفضيل

الحالة الاجتماعية / التفضيل	فرد	مجموعة صغيرة	مجموعة كبيرة	المجموع
اعزب	18 (10.5)	4 (9.5)	3 (5)	25
متزوج	8 (10.5)	12 (9.5)	5 (5)	25
مطلق	10 (10.5)	7 (9.5)	8 (5)	25
ارمل	6 (10.5)	15 (9.5)	4 (5)	25
المجموع	42	38	20	100

هذا وتمثل القيم الواقعة بين قوسين التكرارات المتوقعة، ولايجاد التكرارات المتوقعة لاي خلية من الخلايا فاننا نجد مجموع الصف الذي تنتمي اليه الخلية ومجموع العمود الذي تنتمي اليه الخلية ومن ثم المجموع الكلي لجميع الخلايا وبعد ذلك يتم ايجاد التكرارات المتوقعة باستخدام المعادلة (19:6) التالية:

المعادلة (19:6):

$$\text{التكرارات المتوقعة لاي خلية من الخلايا} = \frac{\text{مجموع الصف التى تنتمى اليها الخلية} \times \text{مجموع العمود الذي تنتمى اليه الخلية}}{\text{المجموع الكلي للخلايا}}$$

وباستخدام البيانات الواردة في الجدول (10:6) فإن:

$$\text{كاي}^2\ (X^2) = \frac{(10.5-18)^2}{10.5} + \frac{(10.5-8)^2}{10.5} + \frac{(10.5-10)^2}{10.5} + \frac{(10-6)^2}{10.5} + \frac{(9.5-4)^2}{9.5} + \frac{(9.5-12)^2}{9.5} + \frac{(9.5-7)^2}{9.5} + \frac{(9.5-15)^2}{9.5} + \frac{(5-3)^2}{5} + \frac{(5-5)^2}{5} + \frac{(5-8)^2}{5} + \frac{(5-4)^2}{5}$$

$$= 18.388$$

3- تحديد القيمة الحرجة: لايجاد القيم الحرجة لكاي2 فاننا بحاجة الى ايجاد درجات الحرية للاعمدة والتي تساوي (عدد الاعمدة - 1) ومن ثم درجات الحرية للصفوف (عدد الصفوف - 1) وبالتالي يتم الحصول على حاصل ضرب (عدد الصفوف - 1) (عدد الاعمدة - 1).

وبالنسبة للبيانات الواردة في الجدول (10:6) فان درجات الحرية = (3-1) (4-1)
= 6

وبالرجوع الى جدول كاي^2 والموجود في الملاحق وباستخدام درجات حرية6 و($\alpha = 0.05$) فان قيمة كاي^2 الحرجة تساوي 12.592.

4- القرار: بما ان قيمة كاي2 المحسوبة والتي تساوي 18.388 اكبر من قيمة كاي^2 الحرجة والتي تساوي 12.592 فاننا نفشل في رفض الفرضية الصفرية ونقول ان هناك ارتباط ذو دلالة عند مستوى ($\alpha = ,05$) بين الحالة الاجتماعية والتفضيل.

ان اختبار كاي^2 لا يخبرنا بحجم العلاقة فهو يزودنا بالمعلومات الضرورية لرفض الفرضية الصفرية المتعلقة بالاستقلالية بين المتغيرين، ولذلك من اجل تقرير قوة العلاقة الارتباطية فانه من الضروري حساب معامل الارتباط.

لقد اشرنا في السابق الى ان معامل فاي يستخدم لايجاد معامل الارتباط للبيانات الخاصة بجدول توافق (2X2) ، ولكن بالنسبة للجدول الذي يحتوي على اكثر من (2X2) فاننا لا نستطيع ان نستخدم معامل فاي، وبالتالي فإن معامل الارتباط الاكثر ملائمة هو معامل التوافق (حـ) والذي يتم حسابه مباشرة من خلال قيمة كاي2. وهذا المعامل كما اشرنا يمكن حسابه لاي حجم من الجداول وذلك باستخدام المعادلة (17:6) التي اشرنا اليها سابقاً.

وبتطبيق هذه المعادلة على النتائج المتعلقة بالمثال (6:6) فان:

$$\text{معامل التوافق (حـ)} = \frac{18.388}{18.388 + 100}$$

$$= 0.394$$

وللحكم على معامل الارتباط هذا فاننا بحاجة الى ايجاد القيمة القصوى لمعامل التوافق والتي يتم حسابها من خلال المعادلة (18:6).

وبتطبيق هذه المعادلة فان:

القيمة القصوى لـ (حـ) = $\sqrt{\frac{1-3}{3}}$

= 0.816

وبمقارنة معامل التوافق والذي يساوي 0.394 مع هذه القيمة فانه يمكن القول ان حجم العلاقة متوسط وليس متدني.

هناك اختبار اخر يستخدم لايجاد معامل الارتباط وهو عبارة عن نسخة معدّلة لمعامل فاي عندما تكون البيانات مقاسة على مقياس اسمي والجدول المستخدم اكبر من 2x2، هذا المعامل يدعى بمعامل كريمر (ف) Cramer's V، وهذا المعامل يتم حسابه باستخدام المعادلة التالية:

المعادلة (20:6):

كريمر (ف) = $\sqrt{\frac{\text{كاي}^2}{\text{ن (ك - 1)}}}$

$$\text{Cramer's V} = \sqrt{\frac{X^2}{N\ (k-1)}}$$

اذ ان: ك = عدد الصفوف او عدد الاعمدة ايهما اصغر .

وبتطبيق هذه المعادلة على قيمة كاي^2 بالنسبة للبيانات الواردة في الجدول (10:6) فان:

كريمر (ف) = $\sqrt{\frac{18.388}{100\ (3-1)}}$

= 0.303

هذا وقد تم ادخال البيانات الواردة في الجدول (9:6) في الحاسوب، وتمت معالجة البيانات باستخدام معامل التوافق وكريمر (ف) وذلك من خلال الرزم الاحصائية للعلوم الاجتماعية (SPSS).

وتظهر لنا نتائج الحاسوب الواردة لاحقاً قيمة كاي2 حيث بلغت هذه القيمة والمشار اليها في نتائج الحاسوب امام Pearson، 18.389 وهي نفس القيمة السابقة التي توصلنا اليها عند حساب كاي2.

كذلك تشير النتائج الى قيمة كريمر ف والتي بلغت 0.30322 ومن ثم الاحتمال المرتبط بالقيمة والذي يساوي 0.005، وايضاً قيمة معامل التوافق والتي بلغت 0.394 والاحتمال

المرتبط بالقيمة والذي يساوي 0.005.

ان هذه القيم جميعها هي نفس القيم التي حصلنا عليها سابقاً عن طريق تطبيق المعادلات يدوياً.

Crosstabs

PREFER * STATUS Crosstabulation

			STATUS Single	married	divorce	Widowed	Total
PREFER	alone	Count	18	8	10	6	42
		%within STATUS	72.0%	32.0%	40.0%	24.0%	42.0%
	small group	Count	4	12	7	15	38
		%within STATUS	16.0%	48.0%	28.0%	60.0%	38.0%
	large group	Count	3	5	8	4	20
		%within STATUS	12.0%	20.0%	32.%	16.0%	20.0%
Total		Count	25	25	25	25	100
		%within STATUS	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%

Chi - Square Tests

	Value	df	Asymp. Sig. (2-sided)
Pearson Chi-Square	18.389a	6	.005
Likelihood Ratio	18.146	6	.006
Linear-by-Linear Association	5.542	1	.019
N of Valid Cases	100		

a. 0 cells (.0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 5.00.

Directional Measures

			Value	Asymp.Std. Error[a]	Approx.Tb	Approx.Sig.
Nominal by Nominal	Lambda	Symmetric	.218	.066	3.014	.003
		PREFER	.224	.097	2.073	.038
		STATUS	.213	.065	3.054	.002
	Goodman and Kruskal tau	PREFER	.106	.047		.002[a]
		STATUS	.061	.029		.006[a]

a. Not assuming the null hypothesis.
b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.
c. Based on chi-square approximation.

Symmetric Measures

		Value	Approx.Sig.
Nominal by Nominal	Phi	.429	.005
	Cramer's V	.303	.005
	Contingency Coefficient	.394	.005
N of Valid Cases		100	

a. Not assuming the null hypothesis.
b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

10:6 لامبادا Lambda (λ) :

من المقاييس الاسمية لقياس قوة الاقتران بين المتغيرين الاحصائي لامبادا او ما يسمى بمقياس قوة الترجيح، اذ يقوم على فكرة التقليل النسبي للخطأ. او قيمة الخطأ الذي تم تخفيضه عند استخدام قيمة (س) للتنبؤ بقيمة (ص).

ان هذا النوع من القياس يعتمد على كيفية التنبؤ بقيمة المتغير التابع عندما نعرف قيمة المتغير المستقل. انه يقارن الاخطاء في موقعين مختلفين: الاول عندما لا نستخدم المتغير المستقل لغايات التنبؤ، والثاني عندما نستخدم المتغير المستقل لغايات التنبؤ.

على سبيل المثال اذا كان لدينا عينة من الاشخاص المتزوجين، والمتغير التابع عبارة عن النظرة الى الحياة (هل هي مثيرة أم روتينية، أم مملة). والمتغير المستقل عبارة عن السعادة التي يتمتع بها الفرد، فانه يوجد عندنا موقفين.

- **الموقف الاول:** اننا نحاول ان نتنبأ كيف يشعر الفرد تجاه الحياة من خلال معرفة نسبة الافراد الذين يقعون في كل مجموعة او خلية من الخلايا التي تتعلق بان الحياة مثيرة.
- **الموقف الثاني:** هناك معلومة اضافية متوفرة تتعلق بسعادة الشخص المتزوج. ان هذه المعلومة تحسن من قدرة الفرد على التنبؤ بشكل صحيح اذا كان هناك ارتباط بين المتغيرين. فاذا كان الاشخاص المتزوجين والذين يشعرون بالسعادة يجدون الحياة مثيرة، والاشخاص الذين يتمتعون او يشعرون بسعادة متوسطة يجدون الحياة روتينية وجميع الاشخاص الذين لا يشعرون بالسعادة يجدون الحياة مملة، فإن معرفة ظروف الشخص المتزوج تساعد على التنبؤ بشكل تام فيما اذا كان يجد الحياة مثيرة او روتينية او مملة. اي انه اذا كان هناك ارتباط تام بين المتغيرين فان توفر معلومات حول متغير معين تساعد على التنبؤ بالمتغير الاخر. ولكن في الواقع قلما نحصل على العلاقة التامة.

مثال (7:6): على فرض انه تتوفر عندنا البيانات التالية والواردة في الجدول (11:6) والتي تمثل عينة مؤلفة من (821) فرداً موزعين وفقاً لمتغيري الوضع الزواجي والشعور تجاه الحياة، والمطلوب ايجاد قيمة لامبادا.

الجدول (11:6) توزيع الافراد حسب متغيري الوضع الزواجي والشعور تجاه الحياة

الشعور تجاه الحياة / الوضع الزواجي	سعيد جداً	سعيد	لا يشعر بالسعادة	المجموع
مثيرة	302	83	6	391
روتينية	225	161	14	400
مملة	11	14	5	30
المجموع	538	258	25	821

الحل:

اذا حاولنا ان نجد عدد الاشخاص الذين يمكن تصنيفهم بشكل خاطىء وذلك بالرجوع الى البيانات الموجودة في الجدول (11:6) اذا كان هناك تخمين بان كل الاشخاص سيجدون الحياة روتينية فإن عملية التنبؤ ستكون خاطئة لـ (391) فرداً والذين اشاروا الى ان الحياة مثيرة، بالاضافة الى (30) فرداً والذين اشاروا الى ان الحياة مملة. وبالتالي فإن عدد الافراد الذين صنفوا بشكل خاطيء هو مجموع الرقمين السابقين، اي 391 + 30 = 421. هذا الخطأ بالنسبة للموقف الاول، اي عندما لا يكون عندنا معرفة لتوزيع المتغير التابع في

العينة. هذه النتيجة تسمى ايضاً بالخطأ الذي تم الوقوع فيه دون الاعتبار للمتغير المستقل ويرمز له بالرمز (خ1) ويمكن استخراج النتيجة السابقة باستخدام المعادلة (21:6) التالية:

المعادلة (21:6):
خ1 = ن - المجموع الاكبر لصف من الصفوف

وبتطبيق هذه المعادلة فان:

خ1 = 821 - 400

= 421

اما بالنسبة للموقف الثاني فإن القاعدة المباشرة هو انه لكل مجموعة او فئة من الفئات المتعلقة بالمتغير المستقل، فاننا نتنبأ بفئة المتغير التابع والتي تحدث بشكل متكرر.

فاذا عرفنا ان شخص ما سعيد بزواجه فان افضل تنبؤ هو ان الحياة مثيرة لانه هو الاختيار الاكثر تكراراً بالنسبة للاشخاص الذين يتمتعون بسعادة زوجية عالية. وباستخدام هذه القاعدة فانه قد تم تصنيف 236 بشكل خاطيء والذين اشاروا الى انهم يتمتعون بسعادة زوجية عالية. اي 225 فرداً من الذين يتمتعون بسعادة زوجية عالية اشاروا الى ان الحياة روتينية و 11 فرداً اشاروا الى ان الحياة مملة. وبالتالي 225+11 = 236.

كذلك نطبق نفس القاعدة على الافراد الذين يتمتعون بسعادة زوجية. اذ انه من المتوقع ان يقعوا في الفئة التي تشير الى ان الحياة روتينية. وبالتالي فان عدد الافراد الذين صنفوا بشكل خاطىء (97) فرداً، اي 83 + 14.

وفيما يتعلق بالفئة الاخيرة والتي تتضمن الافراد الذين لا يتمتعون بالسعادة، فإنه من المتوقع ايضا ان يقعوا في الفئة التي تشير الى ان الحياة روتينية. وبالتالي فإن عدد الافراد الذين صنفوا بشكل خاطىء يساوي 11 ، اي 6+5 .

ومن هنا يمكن القول الى ان الخطأ والذي يرمز له بالرمز ($خ_2$) للمتغير المستقل يساوي 344 والذي هو عبارة عن حاصل جمع الاخطاء المشار اليها سابقاً (225 + 97 + 11).

كذلك يمكن ايجاد خ2 باستخدام المعادلة التالية:

المعادلة (22:6):
$خ_2$ = مجموع العمود الاول - التكرارات الاعلى الموجودة في خلية من الخلايا التي تنتمي الى العمود الاول + ... + مجموع العمود الاخير - التكرارات الاعلى الموجودة في خلية من الخلايا التي تنتمي الى العمود الاخير.

وبالرجوع الى البيانات الواردة في الجدول (11:6) فان

$خ_2$ = (538 - 302) + (258 - 161) + (25 - 14)

= 236 + 97 + 11

= 344 وهي نفس النتيجة التي اشرنا اليها سابقاً.

مما سبق يتبين لنا بانه قد تم تصنيف 421 فرداً بشكل خاطيء في الموقف الاول، وفي الموقف الثاني فقد تم تصنيف 344 فرداً بشكل خاطيء.

إن الاحصائي لامبادا يقيس معدل الاخطاء التي يتم تخفيضها عند استخدام معلومات اضافية حول المتغير المستقل (في مثل هذه الحالة السعادة الزوجية للشخص).

هذا وتستخدم المعادلة التالية لحساب قيمة لاميادا (λ).

المعادلة (23:6):

$$لامبادا\ (\lambda) = \frac{خ_1 - خ_2}{خ_1}$$

$$\lambda = \frac{\text{Misclassified in situation 1 - Misclassified in situation 2}}{\text{Misclassified in situation 1}}$$

وبتطبيق هذه المعادلة على البيانات او قيم الخطأ التي تم التوصل اليها فان:

$$لامبادا = \frac{344 - 421}{321}$$

$$= 0.183$$

اي اننا عن طريق معرفة الى اي مدى يتمتع الشخص بالسعادة الزوجية فاننا نقلل الخطأ الى حوالي 18%. اي ان حساب قيمة لامبادا تعطينا النسبة والتي عن طريقها نقلل الخطأ في التنبؤ بالمتغير التابع اذا عرفنا المتغير المستقل.

ان اكبر قيمة يمكن التوصل اليها في حالة لامبادا تساوي (1)، اذ انه بالنسبة لكل فئة من فئات المتغير المستقل فان هناك خلية واحدة تتضمن جميع الحالات. فاذا كان التخمين بإن تلك القيمة لكل الحالات فانه لا يوجد خطأ. إن ادخال اي تغيير اضافي يجعلنا قادرين على القيام بالتنبؤ بشكل تام، وان ذلك يؤدي الى تخفيض في معدل الخطأ 100%.

هذا ويوضح الجدول (12:6) التالي الحالة التي تكون فيها قيمة لامبادا تساوي (1).

الجدول (12:6): توزيع الافراد وفقاً لمتغيري الطبقه الاقتصادية - الاجتماعية والشعور تجاه الحياة

الطبقة الاقتصادية الاجتماعية / الشعور تجاه الحياة	عليا	فوق المتوسط	متوسطة	دنيا	المجموع
مثيرة	22	-	-	-	22
مقنعة	-	22	44	-	66
غير مقنعة	-	-	-	484	484
المجموع	22	22	44	484	572

وبتطبيق المعادلة (21:6) والمعادلة (22:6) على هذه البيانات فان:

$خ_1 = 572 - 484$

$= 88$

$خ_2 = (22- 22) + (22 - 22) + (44 - 44) + 484 - 484$

= صفر

وبتطبيق المعادلة (23:6) فان:

$$لامبادا = \frac{88 - صفر}{88}$$

$= 1$

اذا كانت قيمة لامبادا تساوي صفراً فان هذا يعني ان المتغير المستقل لا يساعدنا على التنبؤ بالمتغير التابع.

هناك نوعان من لامبادا النوع الاول يشير الى ان لامبادا ليست قياس متماثل، فقيمة هذا الاحصائي تعتمد على أي من المتغيرات تم الاعتماد عليها لغايات التنبؤ. فعلى سبيل المثال اذا اردنا ان نتنبأ بالسعادة الزوجية بالاعتماد على نظرة الشخص للحياة في المثال السابق فاننا سنحصل على قيمة مختلفة لـ لامبادا. واذا لم يكن هناك سبب لاعتبار احد المتغيرات متغير تابع والاخر متغير مستقل، فانه يمكن حساب معامل لامبادا المتماثل (النوع الثاني) (Symmetric lambada coefficient)، اي اننا نتنبأ بالمتغير الاول من المتغير الثاني والمتغير الثاني من المتغير الاول.

وبالرجوع الى البيانات الواردة في الجدول (11:6) والمتعلقة بالوضع الزواجي والشعور

تجاه الحياة. فاذا اردنا ان نتنبأ بالوضع الزواجي من خلال الشعور تجاه الحياة، فان الاعمدة هنا تصبح الشعور تجاه الحياة والصفوف عبارة عن الوضع الزواجي. وبالتالي فان قيمة كل من خ$_1$ و خ$_2$ هي:

خ$_1$ = ن - المجموع الاكبر لصف من الصفوف

= 821 - 358

= 283

خ$_2$ = (391 - 302) + (400 - 225) + (30 - 14)

= 89 + 175 + 16

= 280

ان الاحصائي لامبادا للتماثل يتم حسابه باستخدام المعادلة(24:6) التالية:

المعادلة (24:6):

لامبادا للتماثل = [خ$_1$ للتنبؤ بالمتغير الثاني من الاول - خ$_2$ للتنبؤ بالمتغير الثاني من الاول + خ$_1$ للتنبؤ بالمتغير الاول من الثاني - خ$_2$ للتنبؤ بالمتغير الاول من الثاني] ÷ [خ$_1$ للتنبؤ بالمتغير الثاني من الاول + خ$_2$ للتنبؤ بالمتغير الاول من المتغير الثاني]

وبتطبيق ذلك على البيانات الواردة في الجدول (11:6) بالاضافة الى قيم خ$_1$ و خ$_2$ بالنسبة للتنبؤ بالمتغير الاول من المتغير الثاني و خ$_1$ و خ$_2$ للتنبؤ بالمتغير الثاني من المتغير الاول فان:

$$\text{لامبادا للتماثل} = \frac{(421 - 344) + (283 - 280)}{421 + 483}$$

$$= \frac{77 + 3}{704}$$

$$= 0.1136$$

هذا وقد تم ادخال البيانات الواردة في الجدول (11:6) في الحاسوب، وتمت معالجة هذه البيانات باستخدام لامبادا من خلال الرزم الاحصائية للعلوم الاجتماعية (SPSS).

وتشير نتائج الحاسوب الواردة ادناه الى قيمة لامبادا للتماثل والتي بلغت 0.114 وهي نفس النتيجة السابقة. كذلك تشير نتائج الحاسوب الى قيمة لامبادا عندما يكون متغير من المتغيرات مستقل والاخر تابع والعكس.

Crosstabs

LIFE*MARITAL Crosstabulation

Count

		MARITAL			Total
		very happy	happy	unhappy	
LIFE	exiting	302	83	6	391
	routine	225	161	14	400
	dull	11	14	5	30
Total		538	25	25	821

Directional Measures

			Value	Asymp.Std. Error[a]	Approx.T[b]	Approx.Sig.
Nominal by Nominal	Lambda	Symmetric	.114	.031	3.429	.001
		LIFE Independent	.183	.049	3.377	.001
		MARITAL Dependent	.011	.018	.600	.548
	Goodman and Kruskal tau	LIFE Dependent	.045	.013		.000[d]
		MARITAL Independent	.051	.014		.000[d]

a. Not assuming the null hypothesis.
b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.
c. Based on chi-square approximation.

Symmetric Measures

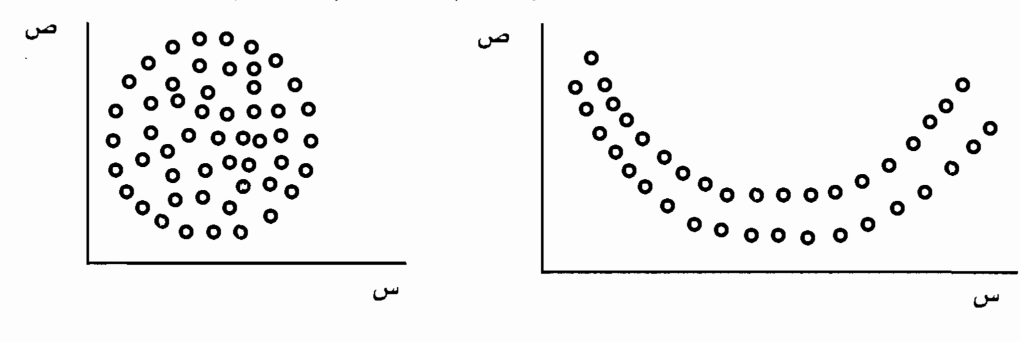
	Value	Asymp.Std. Errora	Approx.Tt 7.276	Approx.Sig. .000
Ordinal by Ordinal Kendall's tau-b	.243	.033		
N of Valid Cases	821			

a. Not assuming the null hypothesis.
b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

11:6 نسبة الارتباط (ايتا^2) Correlation Ratio (Eta^2)

عندما يكون معامل الارتباط بين المتغيرين يساوي صفراً، فاننا نستنتج بانه لا توجد علاقة بين المتغيرين. هذا ولا بد من ان نذكر الى ان معاملات الارتباط التي تمت الاشارة اليها لها معنى عندما تكون هناك علاقة خطية بين المتغيرين س و ص. ولذلك فان معامل الارتباط صفر يشير فقط الى انه لا توجد علاقة خطية بين المتغيرين. ولكن قد يرتبط المتغير (س) مع المتغير (ص) بشكل غير خطي وبالتالي تنخفض قيمة معامل الارتباط.

فعلى سبيل المثال اذا نظرنا الى الشكل (8:6: أ) والشكل (8:6 : ب)



الشكل (8:6:أ) الشكل (8:6 : ب)

الاشكال (8:6): العلاقة بين المتغير س والمتغير ص

فان معامل الارتباط بين المتغيرين يساوي صفراً، فالشكل (8:6: ب) يفتقر الى العلاقة المتماثلة، ولكن بالنسبة للشكل (8:6: أ) فان هناك علاقة غير خطية بين س و ص، ولذلك من الافضل ان يتم التعبير عن البيانات عن طريق رسم ما يسمى بشكل الانتشار قبل ان يتم حساب معامل الارتباط.

ان المعامل الذي يستخدم عندما تكون العلاقة غير خطية يدعى بمعامل ايتا (η) والذي يسمى احيانا بنسبة الارتباط. ويستخدم عندما تكون البيانات بالنسبة للمتغير التابع مصنفة ضمن مقياس مسافات على الاقل، والبيانات بالنسبة للمتغير المستقل مصنفة ضمن مقياس اسمي او تراتيبي. ان مربع إيتا يشير الى نسبة التباين الكلي في المتغير التابع والتي تعزى الى المتغير المستقل.

هذا ولا بد من الاشارة هنا الى ان استخدام ايتا او معامل ارتباط بيرسون عندما تكون العلاقة خطية يؤديان الى نفس النتيجة.

فعلى سبيل المثال اذا اردنا دراسة العلاقة بين القلق والتحصيل، وقيس القلق ضمن مدى

واسع من الادنى الى الاعلى، فان علاقة القلق مع التحصيل لن تكون خطية. فالافراد الذين يعانون من قلق منخفض او قلق عالي سيكون تحصيلهم متدني، بينما اولئك الذين يعانون من قلق متوسط يميلون لان يحصّلوا بشكل عالي.

فلو اخذنا على سبيل المثال البيانات الواردة في الجدول (13:6) والمتعلقة بمتغيري القلق والتحصيل في اللغة الانجليزية عند عينة مؤلفة من (16) طالباً، فان خطوات الحل لايجاد قيمة ايتا تتمثل بما يلي:

الجدول (13:6) الدرجات على مقياس القلق ومقياس التحصيل في اللغة الانجليزية عند عينة من (16) طالباً

الافراد	درجات القلق (س)	تصنيف القلق	التحصيل	^ح	(ص - ^ح)	(ص - ^ح)2	(ص - ^ت)	(ص - ^ت)2
1	2	3-1	4	5	1-	1	5,44=9.44-4	29.59
2	3	3-1	6	5	1	1	3,44=9.44-6	11.83
3	5	6-4	8	10	-2	4	1,44-=9.44-8	2.07
4	6	6-4	12	10	-2	4	2,56=9.44-12	6.55
5	7	9-7	15	13.33	1.67	2.78	5,56=9.44-15	30.91
6	7	9-7	15	13.33	1.67	2.78	5,56=9.44-15	30.91
7	9	9-7	10	13.33	3.33-	11.09	0,56=9.44-10	0.31
8	11	12-10	7	6.33	0.67	0.45	2,44-=9.44-7	5.95
9	12	12-10	7	6.33	0.67	0.45	2,44-=9.44-7	5.95
10	12	12-10	5	6.33	1.33-	1.77	4,44-=9.44-5	19.71
11	14	15-13	6	7.67	1.67-	2.78	3,44-=9.44-6	11.83
12	15	15-13	8	7.67	0.33	2.11	1,44-=9.44-8	2.07
13	15	15-13	9	7,67	1.33	1.77	0,44-=9.44-9	0.19
14	16	18-16	12	13	1-	1	2,56=9.44-12	6,55
15	17	18-16	14	13	1-	1	4,56=9.44-14	20.79
16	18	18-16	13	13	0	0	3.56=9.4-13	12.67
المجموع	169		151		0	35.98	0	197.88

أ. الدرجات على احد المتغيرات يتم تصنيفها الى مسافات متساوية من حيث طول الفئة. وفي مثل هذه الحالة فاننا نصنف درجات القلق الى المجموعات او الفئات التالية:

(3-1)، (6-4)، (9-7)، (12-10)، و (18-16).

ب. يتم تحديد متوسط الاداء (مـحـ) لكل فئة من الفئات المتعلقة بدرجات القلق، فعلى سبيل المثال درجات التحصيل (6،4) ينتميان الى نفس الفئة وبالتالي نلجأ الى ايجاد متوسطهما والذي يساوي في مثل هذه الحال $\frac{6+4}{2}$، وتساوي 5 وبالتالي يكون المتوسط يساوي 5 للفئة 1-3 والتي تقابل الدرجة 2 على مقياس القلق، وكذلك للفئة الاخرى (1-3) والتي تقابل الدرجة 3 على مقياس القلق، وهكذا.

بعد ذلك يتم ايجاد متوسط الدرجات للمجموعة ككل والذي يساوي في مثل هذه الحالة مجموع الدرجات على اختبار التحصيل على عدد الافراد والذي يساوي $\frac{151}{16}$ ، اي 9.44.

حـ- ايجاد مربع انحراف درجة كل فرد على اختبار التحصيل عن المتوسط المقابل لكل فئة من الفئات. مثال: بالنسبة للدرجة على مقياس القلق والتي تساوي 2، فان مربع الانحراف يساوي $(4-5)^2$، ويساوي 1، او $(\text{ص} - \text{مـص})^2$.

د- ايجاد مربع انحراف درجة كل فرد على اختبار التحصيل عن المتوسط الكلي. فبالنسبة للفرد الاول على سبيل المثال فان مربع الانحراف عن المتوسط الكلي يساوي $(4-9.4)^2$، ويساوي 29.59.

بعد ذلك يتم ايجاد مجموع الانحرافات لجميع الدرجات الاخرى والذي يساوي كما هو مبين في الجدول (13:6) 197.88.

هـ- ايجاد قيمة ايتا: لايجاد قيمة إيتا فاننا نلجأ الى المعادلة (25:6) التالية:

المعادلة (25:6):

$$\text{ايتا } (\eta) = \sqrt{1 - \frac{\text{مجـ}(\text{ص} - \text{مـ}_\text{جـ})^2}{\text{مجـ}(\text{ص} - \text{مـ}_\text{ت})^2}}$$

$$\eta = \sqrt{\frac{\Sigma (Y - \mu c)^2}{\Sigma (Y - \mu t)^2}}$$

اذ ان: مـحـ = متوسط الاداء لكل فئة من الفئات المتعلقة بالدرجة على مقياس القلق (المتغير الاول او المستقل).

مـت = المتوسط الكلي على اختبار التحصيل (المتغير الثاني او المتغير التابع).

وبتطبيق المعادلة (25:6) على البيانات الواردة في الجدول (13:6) فان:

$$\text{ايتا} = \sqrt{1 - \frac{35.98}{197.88}}$$

$$= \sqrt{1 - 0.182}$$

$$= 0.91$$

وبالتالي فان إيتا^2 = 0.82 اي $(0.91)^2$.

كذلك يمكن ايجاد قيمة ايتا^2 باستخدام المعادلة التالية:

المعادلة (26:6):

$$\text{إيتا}^2 = \frac{(\text{مجـ س ص})^2}{(\text{مجـ س}^2)\ (\text{مجـ ص}^2)}$$

$$Eta^2 = \frac{SS_{reg}}{SS_{Total}}$$

وبتطبيق هذه المعادلة على البيانات المتعلقة بالجدول (13:6) فان:

$$\text{ايتا}^2 = \frac{(1662)^2}{1623 \times 2177}$$

$$= \frac{2762244}{3533271}$$

= 0.78 وهذه النتيجة قريبة من النتيجة السابقة والمستخرجة باستخدام المعادلة (25:6).

مما سبق يمكن القول ان هذا المعامل يشير الى وجود ارتباط قوي بين القلق والتحصيل، وبشكل محدد اكثر فان هناك ارتباط غير خطي قوي بين القلق والتحصيل.

واذا طبقنا معادلة بيرسون والمشار اليها سابقا على هذه البيانات فان:

$$\text{معامل ارتباط بيرسون (ر)} = \frac{1662 - \frac{151 \times 169}{16}}{\sqrt{\left\{1623 - \frac{(151)^2}{16}\right\}\left\{2177 - \frac{(169)^2}{16}\right\}}}$$

$$= \frac{67.062}{278.53}$$

$$= 0.24$$

وبالتالي يمكن القول ان استخدام معامل ارتباط بيرسون عندما تكون العلاقة غير خطية يؤدي الى الحصول على تقدير متدني لمعامل الارتباط بين المتغيرين وبالتالي يعطينا صورة غير صادقة عن طبيعة الارتباط القائم.

إن معامل ايتا يتراوح ما بين صفر الى 1+ وهذا المعامل ليس سالباً.

ان طريقة تفسير إيتا^2 هي نفس طريقة معامل ارتباط بيرسون، اذ ان مربع معامل ايتا عبارة عن نسبة التباين في المتغير التابع (ص) والتي تعزى الى التباين في المتغير المستقل (س). ولقد تم ادخال البيانات الواردة في الجدول (13:6) في الحاسوب

ومن خلال استخدام الرزم الاحصائية للعلوم الاجتماعية (SPSS) تم حساب قيمة ايتا، عندما يكون القلق متغير تابع والذي وجد انها تساوي 0.768، وعندما يكون التحصيل متغير تابع والذي وجد انها تساوي 0.994 كذلك تم حساب معامل ارتباط بيرسون بين القلق والتحصيل ووجد ان هذا المعامل يساوي 0.24 وهو اقل بكثير من معامل ايتا وهذا كما اشرنا سابقاً يعتبر تقدير متحيز عندما تكون العلاقة غير خطية.

Crosstabs

Directional Measures

			Value
Nominal by Interval	Eta	ANXIETY Dependent	.768
		ACH Dependent	.994

Symmetric Measures

		Value	Asymp.Std. Error[a]	Approx. T[t]	Approx. Sig.
Interval by Interval	Pearson's R	.241	.244	.928	.369[d]
Ordinal by Ordinal	Spearman Correlation	.296	.273	1.159	.266[d]
N of Valid Cases		16			

a. Not assuming the null hypothesis.

b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

c. Based on chi-square approximation.

12:6 الارتباط والسببية

إن معامل الارتباط البسيط هو قياس الاقتران او الارتباط بين متغيرين. وفي غياب اية معلومات اضافية، فان معامل الارتباط لا يقدم لنا اية معلومات عن العلاقة السببية بين المتغيرين. وفي حالة التجربة، فان الباحث يقوم بالتعيين العشوائي الى مجموعة او اكثر من المجموعات التجريبية والى مجموعة او اكثر من المجموعات الضابطة.

إن الباحث يقوم بمعالجة واحد او اكثر من المتغيرات المستقلة للتوصل الى استنتاج حول تأثير المتغير المستقل على المتغير التابع. ان التجربة تساعد الباحث على التأكيد ان المتغير المستقل سبب التغيرات التي حدثت بالنسبة للمتغير التابع. اما في الدراسات الارتباطية فان الباحث لا يقوم بمعالجة منظمة للمتغير المستقل لملاحظة اثره على المتغير التابع، وانما يختار متغيرين ويحاول معرفة الى اي مدى يتغير احدهما بتغير الاخر. ان الافراد ايضا لا يتم تعيينهم بشكل عشوائي الى المستويات المختلفة للمتغير. فعند دراسة العلاقة بين الجنس ومفهوم الذات، فان الباحث لا يستطيع ان يتدخل في موضوع الجنس، كذلك بالنسبة لمفهوم الذات فان الخبرة هي التي شكلت مفهوم الذات لدى الافراد، وبالتالي فان الباحث لا يستطيع ان يقوم بتعيين الافراد بشكل عشوائي الى المستويات المختلفة من المتغيرات، كذلك لا تتضمن الدراسات الارتباطية مجموعات ضابطة.

ان اجراءات الدراسة الارتباطية تجعل من غير الممكن التحقق من ان معامل الارتباط قياس للسببية.

هناك ثلاثة فرضيات اساسية حول العلاقة السببية بين المتغيرين المترابطين (س و ص) تتمثل بالآتي:

1- س تسبب ص

2- ص تسبب س

3- العلاقة بين س و ص تسبب بواسطة متغير ثالث ع.

عندما يكون هناك ثلاثة متغيرات في الدراسة، فانه يوجد العديد من النماذج السببية:

- النموذج الاول: (س، ع) ← ص ، في هذا النموذج فان س تسبب ص و ع تسبب ص ، ولكن لا توجد علاقة سببية بين س و ع.

- النموذج الثاني: س ← (ص، ع) ، في هذا النموذج فان س تسبب ص و س تسبب ع، ولكن لا توجد علاقة سببية بين ص و ع.

- النموذج الثالث: س ← ع ← ص ، في هذا النموذج فان العلاقة السببية بين س و ص

يتوسطها متغير ثالث ع ، وبالتالي فان المتغير س له تأثير غير مباشر على المتغير ص.

- النموذج الرابع: ع < س، ص ، وفي هذا النموذج فان العلاقة بين س و ص راجعة من معرفة ان المتغير ع هو الذي يسبب حدوث س و ص.

وعند فحص الارتباطات السببية في حالة الدراسات الارتباطية، فانه يتم الربط بين النظرية والبيانات. وبالاعتماد على النظرية، فان هناك فرضيات ذات اهمية يمكن حذفها، والارتباطات السببية ضمن النموذج يمكن تبريرها.

ان البيانات التي تتوفر للباحث عند اجراء دراسة يمكن أن تستخدم لفحص اذا كان النموذج المقترح او بدائل اخرى تزودنا بتمثيل دقيق للعلاقة السببية.

اسئلة الفصل السادس

س1: على فرض ان احد الباحثين اراد ان يجد العلاقة بين اختبار الاستعداد للدراسات العليا والمعدل التراكمي في الجامعة، فاختار عينة مؤلفة من (10) طلاب من طلبة الدراسات العليا وطبق عليهم اختبار الاستعداد، ثم حصل على معدلهم التراكمي فيما بعد.

فاذا كانت البيانات التي حصل عليها الباحث هي على النحو التالي:

الدرجات على اختبار الاستعداد للدراسات العليا	المعدل التراكمي في الجامعة
580	89
500	66
670	83
480	73
710	95
550	81
640	89
540	76
620	79
690	90

أ- جد معامل الارتباط بين اختبار الاستعداد للدراسات العليا والمعدل التراكمي في الجامعة.

ب- افحص الفرضية الصفرية باستخدام الاحصائي المناسب ($\alpha = 0.05$).

س2: اراد باحث ان يجد العلاقة بين مستوى الدافعية (عالي = 1، متدني = 2) والتحصيل في العلوم عند طلبة الصف الاول الاعدادي (السابع)، فاختار عينة مؤلفة من (10) طلاب، وطبقت عليهم مقياس في الدافعية واختبار في التحصيل وحصل على البيانات التالية:

مستوى الدافعية	التحصيل
1	70
1	80
1	75
1	65
1	85
2	40
2	55
2	60
2	50
2	35

جد العلاقة بين مستوى الدافعية والتحصيل باستخدام الاحصائي المناسب.

س3: على فرض انه طلب من اثنين من المحكمين ان يقدّروا (10) افراد بالنسبة لمسابقة في التزلج على مقياس من (50) نقطة، وقد تم الحصول على الدرجات التالية:

الافراد	الحكم الاول	الحكم الثاني
1	38	36
2	24	27
3	31	33
4	27	24
5	22	19
6	40	44
7	32	35
8	25	20
9	26	29
10	30	37

جد معامل الاتفاق او معامل الارتباط بين تقدير الحكم الاول وتقدير الحكم الثاني.

س4: اراد باحث ان يجد العلاقة بين التدخين والاصابة بامراض القلب، فدرس عينة مؤلفة من 20 (10 من المدخنين، و 10 من غير المدخنين) ثم تحقق فيما اذا اصيب اي منهم بامراض القلب وحصل على البيانات التالية:

التدخين س	الاصابة بامراض القلب ص
1	1
1	2
1	1
1	1
1	2
1	1
1	1
1	1
1	2
1	2
2	1
2	2
2	2
2	2
2	2
2	1
2	2
2	2
2	2
2	1

1 = لا يدخن

2 = يدخن بالنسبة للمتغير س

1 = لم يصاب بامراض القلب

2 = مصاب بامراض القلب بالنسبة للمتغير ص.

جد معامل الارتباط بين التدخين والاصابة بامراض القلب.

س5: اراد احد علماء الاجتماع ان يدرس العلاقة بين الطبقة الاقتصادية - الاجتماعية والرضا عن الحياة، فاختار عينة مؤلفة من (120) فرداً من مستويات اقتصادية - اجتماعية عليا ومتوسطة ودنيا، ومن ثم سألهم عن مدى رضاءهم عن الحياة بشكل عام، وحصل على النتائج التالية:

المستوى الاقتصادي/الاجتماعي / الرضا عن الحياة	عليا	متوسطة	دنيا
راضي بشكل عالي	40	30	30
راضي	30	50	20
غير راضي	10	15	75

جد معامل التوافق وقيمة كريمر (ف)، وقيمة لامبادا.

الفصل السابع

معامل الانحدار البسيط

معامل الانحدار البسيط Simple Linear Regression

1:7 مقدمة

إن هدف العلم القيام بعملية التنبؤ، إذ تم بناء النظريات للتنبؤ لغايات باحد المتغيرات من خلال المتغيرات الأخرى.

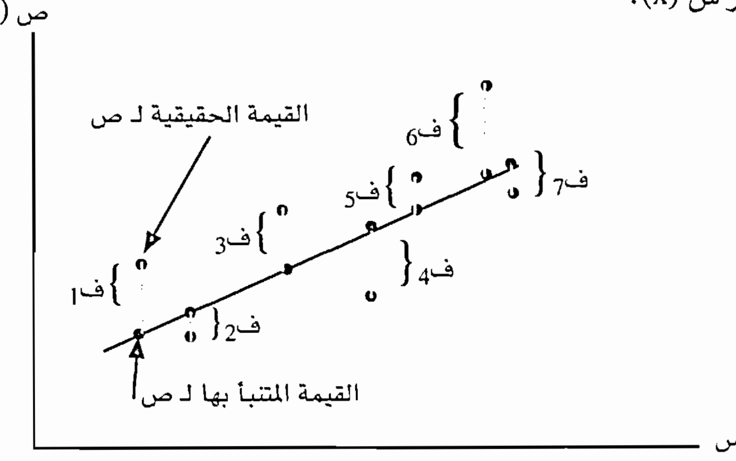
إن عملية التنبؤ هدف من الاهداف المهمة في ميدان العلوم السلوكية كما هو الحال في العلوم الاخرى. فعلى سبيل المثال المعدل التراكمي في الجامعة يمكن التنبؤ به من خلال الدرجات على اختبار الاستعداد المدرسي، ولكن ليس بشكل تام. ومثل هذه العلاقة وكما اشرنا لا تتضمن الى ان احد المتغيرات يسبب المتغيرات الاخرى. انها تشير فقط الى ان قيم احد المتغيرات يمكن التنبؤ بها من خلال معرفة قيم المتغيرات الاخرى. فعلى سبيل المثال العلاقة الدالة يمكن تحديدها بين اي متغيرين من مثل المعدل التراكمي في الجامعة ودرجات الافراد على اختبار الاستعداد المدرسي، بحيث يمكن التنبؤ بالمعدل التراكمي للطالب من خلال معرفة درجته على اختبار الاستعداد المدرسي. إن هذا الارتباط لا يشير الى ان الدرجة العالية على المعدل التراكمي تسبب الدرجة العالية على اختبار الاستعداد المدرسي.

إن معظم النظريات والدراسات في ميدان العلوم السلوكية تهدف ليس فقط الى اكتشاف العلاقة او الارتباط بين المتغيرين كما هو الحال في معاملات الارتباط الاخرى، ولكن لتحسين عملية التنبؤ عن طريق تحديد العلاقة الدالة بين المتغيرين.

إن العلاقة الدالة تعتمد على البيانات التي تجمع من الافراد على المتغير الذي يستخدم في التنبؤ والمتغير المراد التنبؤ به، وبالتالي عند تحديد العلاقة الدالة فان الدرجة على المتغير الذي يستخدم للتنبؤ يمكن ان تستخدم للتنبؤ بالنتائج او الدرجات على المتغير المتنبأ به او ما يسمى بالمتغير التابع عند افراد مشابهين للافراد الذين تم استخدامهم للوصول الى العلاقة الدالة.

ومن هنا فإن هدف هذا الفصل التعرض للاساليب المستخدمة لتحديد العلاقة الداله والتي يمكن استخدامها في عمليات التنبؤ او بمعنى آخر ما يسمى بمعامل الانحدار او الانحدار الخطي. ففي حالة الانحدار الخطي البسيط فانه يمكن الحصول على الخط الأكثر ملائمة للبيانات والذي يلخص العلاقة النمطية بين قيم الافراد على متغيرين مقاسين على مقيلس مسافات او مقياس نسبة.

وباستخدام ما يسمى بطريقة المربعات الصغرى Least Squares Method (والذي يقلل المسافة لكل الازواج المتعلقة بقيم س و ص)، فإن الخط يلخص العلاقة او الارتباط بين المتغير التابع (ص) والمتغير المستقل (س). هذا ويبين الشكل (1:7) عملية التنبؤ بالمتغير ص (y) من خلال المتغير س (x).



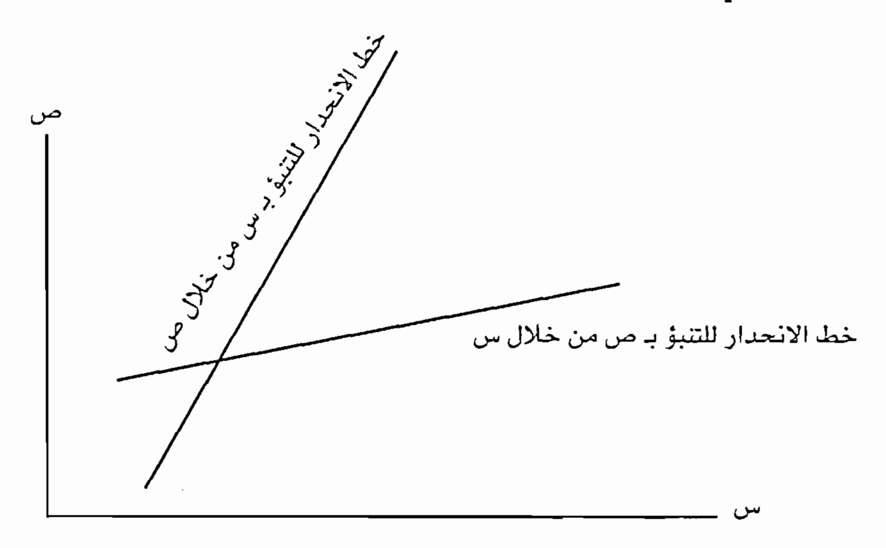
الشكل رقم (1:7) الفروق بين قيم ص الحقيقية و ص المتنبأ بها وخط انحدار ص بدلالة س

ان الشكل (7 :1) يبين لنا توزيع ثنائي بالاضافة الى معامل الانحدار الممكن. والسؤال الذي يطرح هنا هو « الى اي مدى تعتبر عملية التنبؤ من هذا الخط جيدة؟». بالنسبة للمحاولات السبعة الممثلة عن طريق شكل الانتشار، فان خطأ التنبؤ يظهر في الخطوط العمودية، حيث يوصل كل خط من الخطوط القيمة الحقيقية لـ ص (y) مع القيمة المتنبأ بها لـ ص والتي يرمز لها فيما بعد بالرمز صَ (Y´). وكلما كان الخط العمودي اطول كلما كان خطأ التنبؤ اعلى.

فاذا رمزنا الى الفرق بين الدرجة الحقيقية لـ (ص) والقيم المتنبأ بها لـ (ص) بـ $ف_{ص}$ فان $ف_{ص}$ = ص - صَ، وبالتالي فان طريقة اقل المربعات بالنسبة لخط الانحدار هذا هو الخط الملائم اكثر والذي يقلل مجموع مربع الانحرافات. ومن هنا فإن الهدف يتمثل في جعل قيمة مجموع $ف^{2}_{ص}$ قليلة قدر الامكان.

إن مثل هذه الحالة تستخدم اذا اردنا ان نتنبأ بـ (ص) من خلال (س). ولكن اذا رغبنا في ان نتنبأ بـ س من خلال ص فإن محك اقل المربعات يتطلب منا ان نقلل مجموع مربع الانحرافات للمتغير س، اي مجـ $(س - سَ)^2$ وليس للمتغير (ص). وإذا لم تكن قيمة معامل الارتباط مساوية ±1، فإن خطي الانحدار سوف يختلفان عن بعضهما البعض، هذا ويبين

لنا الشكل (2:7) خطي الانحدار للتنبؤ بـ س من خلال ص والتنبؤ بـ ص من خلال س.



مما سبق يتبين لنا انه لا بد من تحديد الخط المستقيم الذي يصف العلاقة بين ازواج من البيانات.

إن المعادلة الرياضية للخط المستقيم تعبر عن العلاقة الدالة بين المتغيرين. فالمتغير ص يمكن ان يكون دالة للمتغير س او س دالة للمتغير ص. وعلى فرض ان ص دالة لـ س فإن معادلة خط الانحدار هي على النحو الآتي:

المعادلة (1:7)

صَ = ب س + أ $\qquad\qquad$ $Y' = b\,x + a$

فإذا كانت قيم كل من أ و ب معروفة، فانه من السهل معرفة قيمة ص لاي قيمة من قيم س المعطاه. فعلى فرض ان معادلة خط الانحدار هي : صَ = 4س + 3، فإذا كانت قيمة س تساوي 3، فان قيمة ص المتنبأ بها تساوي 15، واذا كانت قيمة س تساوي -1، فان قيمة ص المتنبأ بها من س تساوي-1.

اذ ان صَ = الدرجة المتنبأ بها.

ب = انحدار الخط او معامل الانحدار.

النقطة أ = التي يقطع فيها خط الانحدار المحور الصادي عندما تكون قيمة س تساوي صفر.

إن انحدار الخط يشير الى التغير في ص عند التغير وحدة واحدة في س ولذلك في

المعادلة السابقة والتي هي عبارة عن صَ = 4 س+ 3، فإن الزيادة في س وحدة واحدة تؤدي الى الزيادة في ص (4) وحدات.

2:7 معادلة خط الانحدار للتنبؤ بـ ص من خلال س

لقد اشرنا في السابق الى المعادلة العامة للخط المستقيم. ولكن ما الخط الاكثر ملائمة او الذي يمكن ان يلائم اكثر لشكل الانتشار وذلك لاستخدامه كخط انحدار؟

على فرض اننا طورنا معادلة انحدار للتنبؤ بالتحصيل (ص) من خلال مفهوم الذات (س)، فان ذلك يعني خط انحدار للتنبؤ بـ ص من خلال س. فاذا كانت العلاقة تامة بين مجموعتين من الدرجات، فإن جميع البيانات الممثلة بشكل الانتشار ستقع على الخط المستقيم، وبالتالي يمكن ايجاد معادلة خط الانحدار بسهولة، ولكن عندما تكون العلاقة بين س و ص اقل من تامه فان ملائمة الخط للبيانات (اي تحديد قيمة أ و ب) يكون اكثر صعوبة.

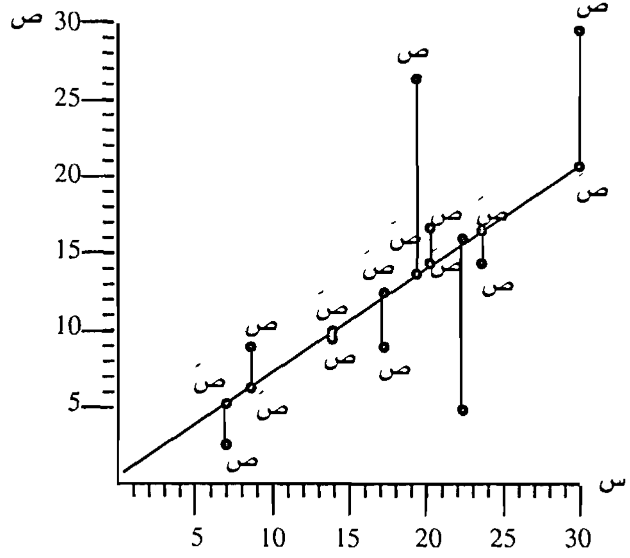
إن الخط الذي نرغب هو الخط الذي يصف الاتجاه في البيانات، بحيث التغير في س ينعكس على متوسط التغير في المتغير ص.

ان الخط وكما اشرنا سابقاً يتم ملائمته للبيانات بواسطة طريقة المربعات الصغرى Method of Least Squares فلو اخذنا على سبيل المثال البيانات الواردة في الجدول (1:7)،

الجدول (1:7) الدرجات الخام على اختباري مفهوم الذات والتحصيل عند عينة مؤلفة من (10) طلاب

الافراد	مفهوم الذات الاكاديمي (س)	(س2)	التحصيل (ص)	(ص2)	س ص
1	17	289	9	81	153
2	8	64	13	169	104
3	8	64	7	49	56
4	20	400	18	324	360
5	14	196	11	121	154
6	7	49	2	4	14
7	21	441	5	25	105
8	22	484	15	225	330
9	19	361	26	676	494
10	30	900	28	784	840
المجموع	166	3248	134	2458	2610

فإن طريقة اقل المربعات تلائم البيانات بطريقة يكون فيها مجموع مربع الانحرافات للبيانات عن الخط اقل ما يمكن. ولذلك فإن الخط الاكثر ملائمة للبيانات الواردة في الجدول (1:7) باستخدام طريقة اقل المربعات موضحة في الشكل (3:7).



الشكل (3:7) الخط الاكثر ملائمة للبيانات المتعلقة بالتنبؤ في التحصيل من خلال مفهوم الذات الاكاديمي

هذا ويجب ان نتذكر بأن خط الانحدار يستخدم للتنبؤ بقيمة ص لاي قيمة من قيم س. وبالنسبة لجميع قيم س، فإن القيم التنبؤية لـ ص والتي يرمز لها بـ (صَ) مشار اليها على خط الانحدار في الشكل (3:7) . وبناءً على ذلك فان الطريقة الاخرى لتوضيح محك المربعات الصغرى لملائمة خط الانحدار هو الاخذ بعين الاعتبار الخطأ في التنبؤ بـ ص من خلال س، اي الفرق بين قيمة ص الحقيقية وقيم صَ.

هذا ويجب ملاحظة ان خطأ التنبؤ (ص – صَ) عبارة عن بعد البيانات عن خط الانحدار (والموازية للمحور الصادي). وهكذا فإن طريقة اقل المربعات يعبر عنها رمزياً لتقليل مجـ $(ص - صَ)^2$. وبالنسبة لخط انحدار التنبو بـ ص من خلال س فاننا بحاجة الى تحديد كل من ميل الخط (Slope) والذي يرمز له بالرمز $(ب_{ص س})^2$ واين يقطع الخط المحور الصادي عندما تكون قيمة س تساوي صفراً (Intercept) والذي يرمز له بالرمز $أ_{ص س}$.

ولايجاد قيمة ما يسمى بمعامل انحدار ص بدلالة س فاننا نستخدم المعادلة (2:7) التالية:

المعادلة (2:7):

$$ب_{ص س} = \frac{مجـ_{س ص} - \frac{(مجـ س)(مجـ ص)}{ن}}{مجـ س^2 - \frac{(مجـ س)^2}{ن}}$$

$$b_{y.x} = \frac{\Sigma xy - \frac{(\Sigma x)(\Sigma y)}{n}}{\Sigma x^2 - \frac{(\Sigma x)^2}{n}}$$

وبتطبيق هذه المعادلة على البيانات الموجودة في الجدول (1:7) فان:

$$ب_{ص س} = \frac{2610 - \frac{134 \times 166}{10}}{3248 - \frac{166 \times 166}{10}}$$

$$= \frac{385.6}{492.4}$$

$$= 0.7831$$

ولايجاد قيمة $أ_{ص س}$ او اين يقطع الخط المحور الصادي عندما تكون قيمة س صفر، فاننا نلجأ الى المعادلة (3:7) التالية:

المعادلة (3:7):

$$أ_{ص س} = \frac{مجـ ص - ب_{ص س} \times مجـ س}{ن}$$

أو

$$أ_{ص س} = \overline{ص} - ب_{ص س}\ \overline{س}$$

$$a_{y.x} = \frac{\Sigma y - by.x\ \Sigma x}{n}$$

or

$$a_{y.x} = \overline{y} - by.x\ \overline{X}$$

اذ ان: $\overline{ص}$ = متوسط الاداء على المتغير ص

$\overline{س}$ = متوسط الاداء على المتغير س

وبتطبيق هذه المعادلة على البيانات الواردة في الجدول (1:7) فإن:

$$أ_{ص س} = \frac{166 \times 0.7831 - 134}{10}$$

$$= 0.4054$$

وبناءً على ذلك فان معادلة خط الانحدار للتنبؤ بالتحصيل من خلال مفهوم الذات الأكاديمي هي:

صَ = 0.40054 + 0.7831 س

وبناءً على ذلك اذا كانت درجة فرد على مقياس مفهوم الذات الاكاديمي تساوي 10، فانه من المتوقع ان تكون علامته التحصيلية تساوي 0.783x10+0.4054 ، اي 8.2315 بالاضافة الى ما ذكر سابقاً، فانه يمكن ايجاد معادلة خط انحدار للتنبؤ بـ س من خلال ص. فبالنسبة للبيانات الواردة في الجدول (1:7) فاننا نستطيع ان نتنبأ بمفهوم الذات الاكاديمي عند الطالب من خلال تحصيله.

ان خط الانحدار للتنبؤ بـ س من خلال ص يعبر عنه بالمعادلة التالية:

المعادلة (4:7):

$$سَ = أ_{ص س} + ب_{س ص}\, ص \qquad X` = a_{x.y} + b_{x.y}\, Y$$

هذا ويمكن ايجاد $ب_{س ص}$ او ما يسمى بمعامل انحدار س بدلالة ص من خلال المعادلة (5:7) التالية:

المعادلة (5:7):

$$ب_{س ص} = \frac{مجـ\, س\, ص - \frac{(مجـ\, س)\,(مجـ\, ص)}{ن}}{مجـ\, ص^2 - \frac{(مجـ\, ص)^2}{ن}}$$

$$b_{y.x} = \frac{\Sigma xy - \frac{(\Sigma x)\,(\Sigma y)}{n}}{\Sigma y^2 - \frac{(\Sigma y)^2}{n}}$$

اما بالنسبة لقيمة $أ_{س ص}$ او اين يقطع الخط المحور السيني عندما تكون قيمة ص تساوي صفر فيمكن حسابها من خلال المعادلة (6:7) التالية:

المعادلة (6:7):

$$أ_{س ص} = \frac{مجـ س - ب_{س ص} \; مجـ ص}{ن}$$

او $أ_{س ص} = \overline{س} - ب_{س ص} \overline{ص}$

$$a_{x.y} = \frac{\Sigma x - bx.y \; \Sigma y}{n}$$

or $a_{x.y} = \overline{X} - b_{y.x} \overline{Y}$

وبالرجوع الى البيانات الواردة في الجدول (1:7) فان:

$$ب_{س ص} = \frac{2610 - \frac{134 \times 166}{10}}{2458 - \frac{134 \times 134}{10}}$$

$= 0.58212$

$$أ_{ص س} = \frac{166 - 134 \times 0.58212}{10}$$

$= 8.79951$

وبناءً على ذلك فان معادلة خط الانحدار للتنبؤ بـ س من خلال ص (اي التنبؤ بمفهوم الذات الاكاديمي من التحصيل) هي على النحو التالي:

سَ = 8.79951 + 0.58212 ص

فاذا كانت قيمة ص تساوي 4 ، فان قيمة س المتنبأ بها تساوي 8.79951+0.58212x4 وتساوي 11.13.

3:7 تفسير الانحدار

يعتبر معامل الانحدار ذا اهمية في التنبؤ كما أشرنا سابقاً . فعلى سبيل المثال قد تكون عمادة القبول والتسجيل في الجامعة مهتمة في ايجاد معادلة للتنبؤ باداء الطالب في الجامعة وذلك بالاعتماد على معدله التراكمي في المدرسة. هذا ولا بد من الاشارة هنا الى ان الاهتمام ينصب على المبادىء العامة اكثر من الاعتماد على الحالات الفردية.

ان معادلة خط الانحدار تقدم لنا معلومات ذات فائدة حول المبادىء العامة، حتى وان لم نستخدمها لصنع تنبؤات لحالة محددة.

هناك بعض المفاهيم المستخدمة في معادلة خط الانحدار من مثل التقاطع (Intercept) ومعامل الانحدار (Slope).

فبالنسبة للتقاطع فقد اشرنا في السابق الى ان التقاطع هو قيمة ص المتنبأ بها (صَ) عندما تكون قيمة س تساوي صفراً. وهذه القيمة لها معنى في بعض المواقف وذلك بالاعتماد فيما اذا كانت قيمة س والتي تساوي صفر قريبة او ضمن المدى الواقعة فيه قيمة س والذي يستخدم لاشتقاق تقدير للتقاطع. هذا ولا يوجد تفسير ذا معنى للتقاطع اكثر من كونه ناحية رياضية فقط.

وفيما يتعلق بمعامل الانحدار فهو التغير في قيمة ص المتنبأ بها نتيجة التغير وحدة واحدة في قيمة س. ومن خلال هذا التعريف يمكن الاشارة الى ان معامل الانحدار هو مقياس ذا معنى. فاذا اخذنا بعين الاعتبار العلاقة بين مستوى التعليم للطالب ومستوى تعليم الاب، ووجدنا العلاقة الخطية التالية:

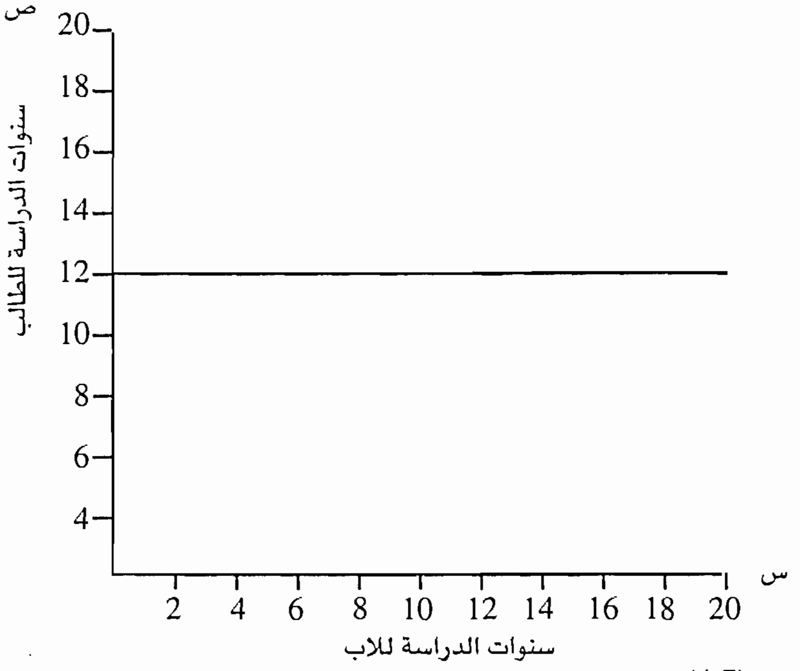
صَ (مستوى التعليم للطالب) = 10 + 0.30 × مستوى تعليم الاب فان معامل الانحدار والذي يساوي 0.30 يشير الى مقدار الزيادة في مستوى تعليم الطالب لكل سنة من سنوات تعليم الاب. وفي مثل هذه الحالة فان الزيادة تساوي 0.30 فاذا كان عدد سنوات الدراسة للاب تساوي 10 سنوات، فان لكل سنة دراسية للاب هناك زيادة مقدارها 0.30 للطالب وبالتالي فان مستوى التعليم المتنبأ به للطالب يساوي 13، اي:

صَ = 10 + 0.30 x 10

= 13

واذا كانت قيمة معامل الانحدار موجبة، فان ذلك يعني انه اذا زادت قيمة احد المتغيرات فان المتغير الاخر يزداد، اما اذا كان معامل الانحدار سلبي، فان ذلك يعني انه اذا زادت قيمة احد المتغيرات فان المتغير الاخر ينقص، واذا كان معامل الانحدار عالي، فان هناك انحدار بشكل ملحوظ، اما اذا كان متدني، فان هناك ازدياد او نقصان تدريجي.

وفي حالة معامل الانحدار الذي يساوي صفر، فانه لا يوجد اثر للتغير في المتغير س على المتغير ص. فاذا كانت العلاقة بين مستوى التعليم للاب والمستوى التعليمي للطالب صفراً فان الخط الذي يمثل خط الانحدار يشبه الشكل (4:11) المبين ادناه.



الشكل (4:7) العلاقة بين سنوات الدراسة للاب وسنوات الدراسة للطالب

وفي حالة الانحدار الخطي فانه قلما نتعامل مع الدرجات المعيارية (اي الدرجات الخام المحولة الى درجة معيارية بمتوسط صفر وانحراف معياري يساوي 1 لكل متغير من المتغيرات). وفي مثل هذه الحالة فان الفرق وحدة واحدة في س او ص تؤدي الى احداث فرق انحراف معياري مقداره (1)، لذلك اذا كان معامل الانحدار يساوي 0.50 للدرجات المعيارية فانه يمكن القول الى ان الزيادة في س بمقدار انحراف معياري (1)، سوف يؤدي الى زيادة مقدارها 0.50 في الانحراف المعياري لقيمة ص المتنبأ بها.

وعند الحديث عن معامل الانحدار للدرجات المعيارية فاننا نسمي هذا المعامل بمعامل الانحدار المعياري ويشار اليه بـ بيتا (Beta) وذلك لتمييزه عن معامل الانحدار الذي يعتمد على الدرجات الخام.

وباستخدام الدرجات المعيارية فان معادلة خط الانحدار للتنبؤ بـ ص من خلال س هي على النحو التالي:

المعادلة (7:7):

ذَص = ر ذس

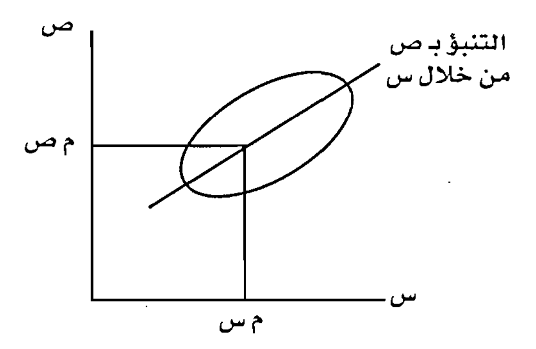
$$Z'_y = r\, z_x$$

اذ ان $ز_{ص}$ = قيمة ص المعيارية المتنبأ بها.

$ز_{س}$ = الدرجات المعيارية لـ س والتي يمكن من خلالها التنبؤ بـ $ز_{ص}$ (الدرجة المعيارية المتنبأ بها لـ ص).

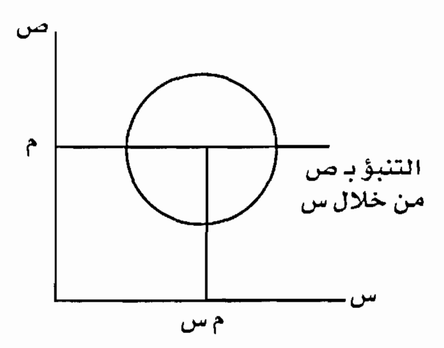
هذا ولا بد من الاشارة هنا الى انه من النادر استخدام معادلة خط الانحدار المعياري للتنبؤ الحقيقي، وذلك لان الدرجات التي نبني التنبؤ على اساسها هي الدرجات الخام، ولكن هناك بعض الامور الهامة التي لابد من الاشارة اليها في هذا المجال والتي تتمثل بما يلي:

1- على فرض اننا نرغب في التنبؤ بقيمة ص من خلال حالة من الحالات عند متوسط س، فان القيمة المتنبأ بها (ص) تساوي دائماً صفر ($ز_{ص}$ = (ر) (صفر) = صفر = متوسط ص) مهما كانت القيمة لمعامل الارتباط وذلك لان متوسط مجموع الدرجات والتي يعبر عنها على شكل درجات معيارية يساوي دائماً صفر. وبناءً على ذلك فان معادلة خط الانحدار لجميع قيم معامل الارتباط والتي تتنبأ بتلك الحالة عند متوسط س ستكون عند متوسط ص ومن هنا فان خط الانحدار سيمر دائماً من خلال النقطة التي تعبر عن متوسط س ومتوسط ص كما يتضح من الشكل (5:7).



الشكل (5:7): معادلة خط الانحدار ص بدلالة س عندما تكون قيمة ر = صفر - 2 صفر

2- اذا كانت قيمة ر = صفر فان قيمة الدرجة المعيارية للمتغير ص والمتنبأ بها تساوي دائماً صفر ($ز_{ص}$ = (صفر) ($ز_{س}$) = صفر. وبلغة الدرجة الخام، اذا كان معامل الارتباط يساوي صفر فان القيمة التنبؤية لـ ص هي متوسط ص مهما كانت قيم س والمراد استخدامها للتنبؤ بقيم ص. فاذا كانت معرفة قيم س لا تقدم اية معلومات للتنبؤ بقيم ص، فما قيمة ص المتنبأ بها؟ هذا ويبين الشكل (6:7) خط الانحدار للتنبؤ بقيمة ص من خلال س عندما تكون قيمة ر تساوي صفر.



الشكل (6:7): معادلة خط انحدار ص بدلالة س عندما تكون قيمة ر = صفر

إن معامل الانحدار للدرجات المعيارية يطبق مباشرة على معامل الارتباط. ولقد اشرنا في السابق الى ان:

معامل الارتباط = التباين المشترك بين س و ص / عس × عص $\qquad r = \frac{Cov_{xy}}{S_x\, S_y}$

بينما معامل الانحدار = التباين المشترك بين س و ص / ع^2 س $\qquad b = \frac{Cov\ x\ y}{S^2 x}$

واذا كانت البيانات التي نتعامل معها عبارة عن درجات معيارية، فان الانحراف المعياري للدرجات على المتغير س = الانحراف المعياري للدرجات على المتغير ص = تباين س = 1

$$S_x - S_y = S^2_x = 1$$

ولذلك فإن احد التفسيرات لمعامل الارتباط انه مساوٍ لما يجب ان يكون عليه معامل الانحدار اذا تم تحويل الدرجات الخام الى درجات معيارية. فاذا كان معامل الارتباط يساوي 0.50، فان هذا يعني ان كل فرق مقداره انحراف معياري في س يرتبط في المتوسط مع فرق مقداره نصف انحراف معياري في ص.

4:7 دقة التنبؤ

ان ملائمة خط الانحدار للبيانات لا يعني ان المشكلة قد حلت، اذ ان الاهتمام لا يتركز على عملية مرور الخط المستقيم من البيانات، ولكن على ملائمة الخط للبيانات بشكل معقول.

هذا وسوف نتحدث هنا عن الخطأ المعياري للتقدير والذي يعتمد بالدرجة الاولى على الانحراف المعياري، اذ يستخدم الانحراف كمقياس للخطأ.

ان معادلة خط الانحدار تشير الى قيمة ص المتوقعة (صَ) عندما تأخذ س قيمة معينة. ان هناك احتمال اكبر لان تكون قيمة ص المتنبأ بها مساوية لقيمة ص الحقيقية والتي تكون مقابلة لقيمة معينة للمتغير س.

اذا كان معامل الارتباط منخفض فانه من المتوقع ان يكون هناك فرق بين القيم الحقيقية والقيم المتنبأ بها للمتغير ص، ولكن اذا كان معامل الارتباط عالي، فان القيمة الحقيقية سوف تقترب من القيمة المتنبأ بها للمتغير ص. وعندما يكون معامل الارتباط يساوي (1)، فان القيمة الحقيقية سوف تكون مساوية للقيمة المتنبأ بها بشكل دقيق ومنتظم.

اذاً لابد من قياس الخطأ المتنبأ به او بعد القيمة الحقيقية للمتغير ص من قيمة ص المتنبأ بها (صَ).

على فرض انك اعطيت مهمة للتنبؤ بالتحصيل الاكاديمي في الجامعة (ص) والذي يمكن ان يظهره طالب معين، ولكن لا توجد اية معلومات عن المعدل التراكمي للطالب في المدرسة. فان افضل شيء يمكن اللجوء اليه للتنبؤ عبارة عن متوسط اداء الافراد في الجامعة، والخطأ المرتبط بالتنبؤ والذي هو عبارة عن الانحراف المعياري للدرجات التي تعكس التحصيل في الجامعة ($ع_{ص}$) وبما ان عملية التنبؤ تعتمد على المتوسط والانحراف المعياري للدرجات على المتغير ص واللذان يتعاملان مع الانحرافات حول المتوسط فاننا بحاجة الى ما يسمى بالانحراف المعياري للمتغير ص. والذي يتم استخراجه باللجوء الى المعادلة التالية والتي اشرنا اليها سابقاً:

$$ع_{ص} = \sqrt{\frac{\text{مجـ}(ص - \bar{ص})^2}{ن - 1}}$$

ولكن على فرض اننا نريد ان نتنبأ بالتحصيل الاكاديمي في الجامعة عند الطلبة الذين توجد عنهم معدلات تراكمية من المدرسة، فان التنبؤ بالتحصيل الاكاديمي في الجامعة في حالة كون العينة كبيرة جداً عبارة عن متوسط الدرجات على المتغير ص (التحصيل الاكاديمي في الجامعة) والذي تم الحصول عليه من قبل جميع الطلبة الذين يوجد عندهم معدلات تراكمية معينة. وبما انه لا توجد عينة ما لا نهاية، فاننا نستخدم معادلة خط الانحدار. واذا اخذنا بعين الاعتبار جميع القيم الواردة في العينة، فان القيم المتوقعة للدرجات ص والمرتبطة بكل قيمة من قيم س سوف تقع ضمن خط الانحدار. وعندما

يكون هناك معرفة لقيم س ومعادلة خط الانحدار، فان التنبؤ الافضل سيكون صَ. وبناءً على ما سبق فان قياس الخطأ يعبر عنه بالمعادلة (7:7) التالية:

المعادلة (7:7):

$$\text{الخطأ المعياري للتقدير } (ع_{ص س}) = \sqrt{\frac{\text{مجـ}(ص - صَ)^2}{ن - 2}}$$

أو

$$ع_{ص س} = \sqrt{\frac{\text{مجموع مربع انحرافات الخطأ}}{\text{درجات الحرية}}}$$

$$S_{y.x} = \sqrt{\frac{\Sigma (Y - Y`)^2}{N - 2}}$$

or

$$S_{y.x} = \sqrt{\frac{SS_{error}}{df}}$$

هذا ولا بد من الاشارة الى ان المعادلة هذه تستخدم لتقدير المعلمة. ان الخطأ المعياري للتقدير يشير الى الانحراف المعياري لـ ص المتنبأ به من س. وعندما يتم ايجاد مربع خطأ التقدير ($ع^2_{ص س}$) فانه يدعى بتباين الباقي Residual Variance او تباين الخطأ Error Variance . ويمكن اعتباره تقدير غير متحيز لتباين الخطأ المتعلق بمعلمة المجتمع ($ء^2_{ص س}$).

وبالنسبة لدرجات الحرية فانها تساوي ن - 2، لاننا نخسر في مثل هذه الحالة درجتين حريتين لتقييم خط الانحدار (اذ ان أ و ب يتم تقديرهما من خلال العينات).

ان الطريقة التي يمكن ان تستخدم لايجاد الخطأ المعياري للتقدير هو في حساب ص المتنبأ بها لكل قيمة من قيم س ومن ثم ايجاد الانحراف المعياري للتنبؤ بـ ص من خلال س مباشرة.

وبالرجوع الى البيانات الواردة في الجدول (1:7) فان معادلة خط الانحدار تساوي 0.40054 + 0.7831 س.

وبتطبيق المعادلة (7:7) فاننا بحاجة اولا الى ايجاد مجـ $(ص - صَ)^2$ وذلك كما هو مبين في الجدول (2:7) (هنا يتم حساب قيمة صَ لكل قيمة من قيم س باستخدام معادلة خط الانحدار المشار اليها اعلاه).

وبناءً على ذلك فان:

الخطأ المعياري للتقدير وذلك للتنبؤ بالتحصيل من خلال مفهوم الذات

$$= \sqrt{\frac{360.4477}{10 - 2}}$$

$$= \sqrt{45.0559}$$

$$= 6.71$$

الجدول (2:7) الدرجات الخام على كل من س و ص، بالاضافة الى القيم المتنبأ بها لكل من س و ص ، ومجـ (ص - صَ)^2، و (مجـ س - سَ)^2

الافراد	مفهوم الذات س	التحصيل ص	صَ	(ص - صَ)^2	سَ	(س - سَ)^2
1	17	9	13.713	22.212	14.039	8.768
2	8	13	6.665	40.132	16.367	70.007
3	8	7	6.665	0.1122	12.874	23.756
4	20	18	16.0635	3.752	19.278	0.521
5	14	11	11.364	.1325	15.203	1.447
6	7	2	5.882	15.0699	9.964	8.785
7	21	5	16.846	140.3277	11.71	86.304
8	22	15	17.629	6.912	17.53	19.981
9	19	26	15.279	114.939	23.93	24.305
10	30	28	23.894	16.859	25.99	24.019
				360.4477		267.893

كذلك يمكن ايجاد الخطأ المعياري للتقدير وذلك للتنبؤ بمفهوم الذات من التحصيل، اذ تستخدم معادلة خط الانحدار للتنبؤ بقيمة س من خلال ص وذلك بتطبيق المعادلة (7:7) ولكن نستعيض عن ص بـ س، اذ تصبح هذه المعادلة على النحو التالي:

الخطأ المعياري للتقدير وذلك للتنبؤ بـ س من خلال ص $(ع_{س ص}) = \sqrt{\frac{\text{مجـ } (س - سَ)^2}{ن - 2}}$

ولقد اشرنا سابقاً ان معادلة خط انحدار س بدلالة ص وباستخدام البيانات الواردة في الجدول (1:7) هي:

سَ = 8.79951 + 0.58212

وبتطبيق المعادلة السابقة فاننا بحاجة الى ايجاد مجـ (س - سَ)^2 وذلك كما هو مبين في الجدول (2:7)، اذ نقوم بحساب قيمة صَ لكل قيمة من قيم ص باستخدام معادلة خط الانحدار لـ س بدلالة ص.

الخطأ المعياري للتقدير للتنبؤ بمفهوم الذات من خلال التحصيل = $\sqrt{\frac{\text{مجـ (س - سَ)}^2}{\text{ن - 2}}}$

$$= \sqrt{\frac{267.893}{10 - 2}}$$

$$= \sqrt{33.4867}$$

$$= 5.786$$

هذا وقد تم حساب معامل الانحدار باستخدام مفهوم الذات كمتغير مستقل، وحساب معامل الانحدار باستخدامه مرة اخرى كمتغير تابع وذلك من خلال برنامج الرزم الاحصائية للعلوم الاجتماعية (SPSS). وتبين لنا نتائج الحاسوب الواردة لاحقاً قيمة ب (B) للتنبؤ بمفهوم الذات من خلال التحصيل، وبمعالجة مفهوم الذات كمتغير تابع وقد بلغت هذه القيمة والمشار اليها تحت العمود الذي يرمز له بالرمز (B) وامام متغير التحصيل والذي استخدمنا له الاختصار (Ach) 0.58 وهي نفس القيمة المشار اليها عند ايجاد معادلة خط انحدار س بدلالة ص. كذلك تظهر النتائج قيمة $أ_{س ص}$، اذ بلغت هذه القيمة والمشار اليها تحت العمود B وامام ما يسمى بالثابت (Constant) 8.8 وهي ايضا نفس القيمة التي توصلنا اليها سابقاً.

مما سبق يمكن القول انه عندما يكون معامل الارتباط تام، فان كل قيمة لـ (ص - صَ) تساوي صفر. وبالتالي فان الخطأ المعياري للتقدير ($ع_{ص س}$) يساوي صفر، وباختصار يمكن القول انه لا يوجد خطأ في التنبؤ. ولكن عندما يكون معامل الارتباط يساوي صفر، فان صَ تساوي متوسط ص. وبناءً على ذلك فان الخطأ المعياري للتقدير يتراوح ما بين صفر عندما يكون معامل الارتباط تام الى انحراف معياري لـ ص ($ع_{ص}$) عندما لا يكون هناك اي ارتباط على الاطلاق.

ان الخطأ المعياري للتقدير ($ع_{ص س}$) هو انحراف معياري لدرجات ص الحقيقية عن درجات ص المتنبأ بها، ولأن الخطأ المعياري للتقدير عبارة عن انحراف معياري فانه يتضمن خصائص الانحراف المعياري والتي تشير الى ان مجموع انحراف كل درجة من الدرجات عن المتوسط هو عند حده الادنى.

اما الخاصية الاخرى للانحراف المعياري هو ان انحرافات الدرجات عن المتوسط (مجـ (ص - صَ) يساوي صفر.

Regression

Descriptive Statistics

	Mean	Std. Deviation	N
SELF	16.6000	7.3967	10
ACH	13.4000	8.5790	10

Correlations

		SELF	ACH
Pearson Correlation	SELF	1.000	.675
	ACH	.675	1.000
Sig. (1-tailed)	SELF	.	.016
	ACH	.016	.
N	SELF	10	10
	ACH	10	10

Varibles Entered/Removed[b]

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	ACH[a]		Enter

a. All requested variables entered.
b. Dependent Variable: SELF

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.675[a]	.456	.388	5.7872

a. Predictors: (Constant), ACH

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	224.468	1	224.468	6.702	.032[a]
	Residual	267.932	8	33.492		
	Total	492.400	9			

a. Predictors: (Constant), ACH
b. Dependent Variable: SELF

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients B	Unstandardized Coefficients Std. Error	Standardized Coefficients Beta	t	Sig.
1	(Constant)	8.800	3.525		2.496	.037
	ACH	.582	.225	.675	2.589	.032

a. Dependent Variable: SELF

ان الخطأ المعياري للتقدير يتم حسابه ايضاً من المعادلة (8:7) التالية:

المعادلة (8:7):

الخطأ المعياري للتقدير للتنبؤ ب ص من خلال س (ع$_{ص س}$) = ع$_{ص}$ $\sqrt{1 - ر^2_{س ص}}$

$$S_{y.x} = S_y \sqrt{1 - r^2_{xy}}$$

وهذه المعادلة مكافئة للمعادلات السابقة، فاذا اخذنا بعين الاعتبار معامل الارتباط بين مفهوم الذات والتحصيل بالنسبة للبيانات الواردة في الجدول (1:7) فان نتائج الحاسوب الواردة سابقاً (ص: 192) تشير الى انه يساوي 0.675 وبناءً على ذلك فان الخطأ المعياري للتقدير بتطبيق المعادلة (8:7) هو:

الخطأ المعياري للتقدير (ع$_{ص س}$) = $8.579 \sqrt{1 - (0.675)^2}$

$= 6.31$

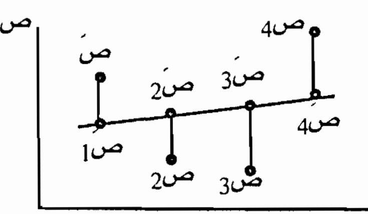
اما بالنسبة للخطأ المعياري لتقدير مفهوم الذات من التحصيل

(ع$_{س ص}$) = $7.397 \sqrt{1 - (0.675)^2}$

$= 5.46$

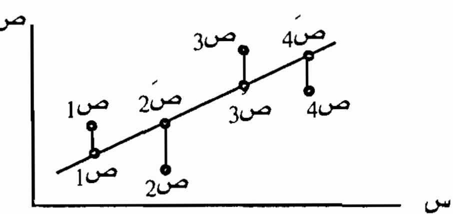
وهذه القيمة ايضا تختلف قليلاً عن النتيجة الواردة في نتائج الحاسوب (ص: 192) والتي بلغت 5.787. والسبب في هذا الاختلاف يرجع الى ان الخطأ المعياري تم ايجاده من خلال الحاسوب عن طريق قسمة مجـ (ص - صَ)^2 و مجـ (س - سَ)^2 على ن - 2، بينما هنا اعتمد الخطأ المعياري على الانحراف المعياري والمستخرج من خلال القسمة على ن.

هذا ويبين الشكل (7:7) تأثير الفرق بين (ص - صَ) على انخفاض معامل الارتباط. اذ ان هذا الفرق يؤدي الى الحصول على قيمة كبيرة للخطأ المعياري للتقدير.



الشكل (7:7) قيم ص الحقيقية وقيم ص المتنبأ بها من س

بالاضافة الى ذلك يبين الشكل (8:7) الى ان الفرق القليل بين ص و صَ نتيجة وجود معامل ارتباط عالي بين المتغيرين، وهذا بالتالي يؤدي الى الحصول على خطأ معياري للتقدير متدني.



الشكل (8:7) قيم ص الحقيقية وقيم ص

المتنبأ بها من س

5:7 العلاقة بين مربع معامل الارتباط (ر^2) والخطأ المعياري للتقدير

لقد اشرنا في السابق الى ان تباين الخطأ = $\frac{\text{مجـ (ص - صَ)}^2}{\text{ن - 2}}$ ، وبما اننا نتحدث عن مجموع مربع الانحرافات، فانه بالامكان ان نهمل المقام بحيث تصبح المعادلة على النحو التالي.

المعادلة (9:7):

مجموع مربع الانحرافات للخطأ = مجـ (ص - صَ)^2

$$SS_{error} = S\,(y - y`)^2$$

ويمكن التعبير عنها جبرياً من خلال المعادلة التالية:

المعادلة (10:7):

مجموع مربع انحرافات الخطأ = الانحراف المعياري للمتغير ص (1 - ر^2)

$$SS_{error} = SS_y\,(1 - r^2)$$

وبناءً على ما سبق فان مجموع انحرافات الخطأ هو دالة لمجموع مربع انحرافات القيم

الاصلية للمتغير ص والارتباط بين س و ص. ومع بقاء الامور الاخرى ثابتة، فانه كلما زاد معامل الارتباط، فان مجموع مربع انحرافات الخطأ سيكون قليل. وهذا يعني انه كلما كانت العلاقة اعلى بين س و ص كلما كانت هناك احتمالية اكبر للتنبؤ بـ ص وبأقل خطأ.

واذا قسمنا مجموع مربع الانحرافات للخطأ على ن - 1، فان المعادلات السابقة تصبح على النحو التالي:

المعادلة(11:7) :

$$\frac{\text{مجموع مربع انحرافات الخطأ}}{\text{ن} - 1} = \text{ع}^2_{\text{ص}} (1 - \text{ر}^2)$$

$$\frac{SS_{error}}{N - 1} = S^2 (1 - r^2)$$

واذا قمنا بضرب ذلك بـ $\frac{\text{ن} - 1}{\text{ن} - 2}$ فان مربع انحرافات الخطأ يصبح على النحو التالي:

المعادلة (12:7):

$$\text{ع}^2_{\text{ص س}} = \frac{\text{مجموع مربع انحرافات الخطأ}}{\text{ن} - 2} = \text{ع}^2_{\text{ص}} (1 - \text{ر}^2) \frac{(\text{ن} - 1)}{\text{ن} - 2}$$

$$S^2_{y.x} = \frac{SS_{error}}{N - 2} = S^2_y \ (1 - r^2)\frac{N - 1}{N - 2}$$

وبالتالي تصبح المعادلة على النحو التالي:

المعادلة (13:7):

$$\text{ع}^2_{\text{ص س}} = \text{ع}_{\text{ص}} \sqrt{(1 - \text{ر}^2) \frac{\text{ن} - 1}{\text{ن} - 2}}$$

$$S_{y.x} = S_y \sqrt{(1 - r^2) \frac{N - 1}{N - 2}}$$

وبالنسبة للعينة ذات الحجم الكبير فان $\frac{\text{ن} - 1}{\text{ن} - 2} = 1$ وبالتالي تصبح المعادلة على النحو التالي:

$$\text{ع}^2_{\text{ص س}} = \text{ع}^2_{\text{ص}} (1 - \text{ر}^2)$$

$$\text{ع}_{\text{ص س}} = \text{ع}_{\text{ص}} \sqrt{1 - \text{ر}^2}$$ وهي نفس المعادلة (10:7)

هذا ويجب ان نأخذ بعين الاعتبار انه بالنسبة للعينات قليلة الحجم، فإن هذه المعادلة

تقريبية وتباين الخطأ سوف يؤدي الى تقييم للخطأ بشكل اعلى مما هو متوقع وذلك عن طريق قسمة ن - 1 على ن - 2. وبالنسبة للعينات من اي حجم فان:

مجموع مربع انحرافات الخطأ = مجموع مربع انحرافات ص (1 - ر^2) (المعادلة (11:7)).

6:7 افتراضات تحليل الارتباط والانحدار

عندما نقوم بحساب خط الانحدار فاننا نهتم بالاسئلة التالية:

1- هل المتغيرات التي نريد ايجاد معامل الارتباط بينها مقاسة على مقياس نسبة او مقياس مسافات؟

2- هل العلاقة بين المتغيرين خطية؟

من اجل حساب معامل الانحدار فان المتغيرين يجب ان يصنفا ضمن مقياس مسافات او مقياس نسبة، ولكن مع تحقق ذلك، فان الارتباط بين المتغيرين يجب ان يكون خطياً، لان عدم وجود علاقة خطية يجعل حساب خط الانحدار ليس له معنى. وبالتالي فاننا بحاجة الى استخدام معادلات رياضية اخرى بالاضافة الى الخط المستقيم. عندما نقوم بحساب معامل الارتباط فان هذا المعامل يعتبر تقدير لمعامل الارتباط في المجتمع وذلك اعتماداً على نتائج العينة، فاذا كان بالامكان تضمين جميع الافراد في الدراسة، فاننا نستطيع حساب خط الانحدار والذي يصف الارتباط بين المتغيرين في المجتمع وهذا يسمى بخط انحدار المجتمع Population regression.

ان خط الانحدار الحقيقي لا يمكن معرفته اذا تم حساب معادلة خط الانحدار بالاعتماد على العينة، وكذلك اين يقطع الخط المحور الصادي حقيقة.

هناك افتراضات اخرى تتعلق بمعامل الانحدار هي:

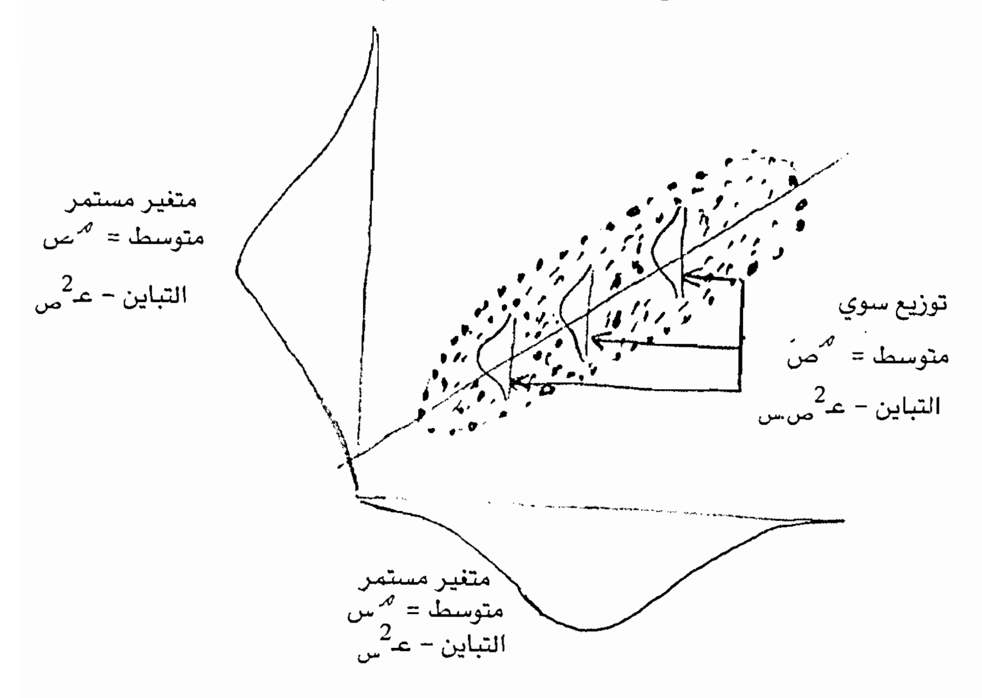
أ- ان الاخطاء موزعة توزيعاً سوياً بمتوسط يساوي صفر وتباين يساوي ع$^2_{ص س}$ ($\sigma^2_{y.x}$). فلو اخذنا على سبيل المثال الذين حصلوا على علامة معينة على متغير مفهوم الذات، فهل نتوقع ان نكون قادرون على التنبؤ بالضبط ما سيكون عليه تحصيل هؤلاء الافراد؟ ان الاحتمال ان لا نكون قادرون على ذلك، حتى وان كان هناك ارتباط قوي بين المتغيرات، ولكن ليس تاماً. فاذا نظرنا الى الافراد الذين يتمتعون بمفهوم ذات عالي، فاننا قد نجد أن تحصيل بعض الافراد عالي والبعض الاخر تحصيلهم متدني والبعض الاخر

تحصيله متوسط. اي ان هناك توزيعات لعلامات الطلبة على متغير التحصيل لكل قيمة من قيم متغير مفهوم الذات. ولذلك من اجل فحص الفرضيات فاننا بحاجة الى الافتراضات التي تشير الى ان لكل درجة من درجات متغير مفهوم الذات(س)، فان التوزيع للعلامات او الدرجات التي تعكس تحصيل الطلبة (ص) يتصف بالسواء، وأن جميع هذه التوزيعات تتضمن نفس التباين. اي ان التباين نفس الشيء للافراد الذين يتمتعون بمفهوم ذات عالي ومفهوم ذات متوسط ومفهوم ذات منخفض.

وبمعنى آخر ان التباين بالنسبة لخطأ التنبؤ هو نفس الشيء بالنسبة لكل قيمة من قيم س، مثل هذا الافتراض يشير الى ما يسمى بتكافؤ الاختلاف Homoscedasticity، اي ان لكل قيمة من قيم س، قيمة تنبؤية التنبؤية لـ ص تقع على خط الانحدار.

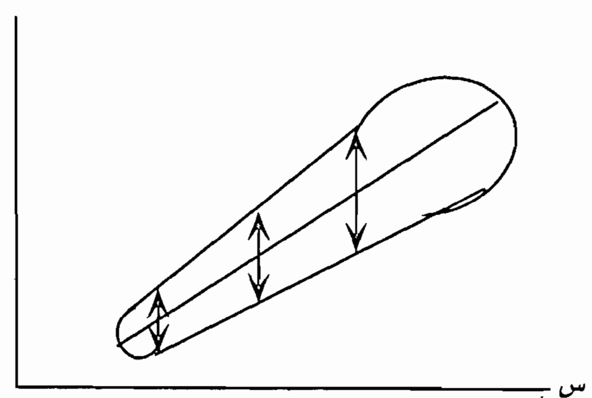
فاذا افترضنا ان هناك عدد كبير من ازواج الملاحظات (ص ، س)، وان جميع الافراد يمتلكون نفس القيمة على المتغير س ولكن قيم مختلفة على المتغير ص، فان هناك توزيع لدرجات الخطأ حول القيمة المتنبأ بها.

إن توزيع الاخطاء لقيمة س المحددة وكذلك توزيع الاخطاء لكل قيمة من قيم س يفترض انه يتصف بالسواء. وتوزيع هذه الاخطاء موضح في الشكل (9:7).



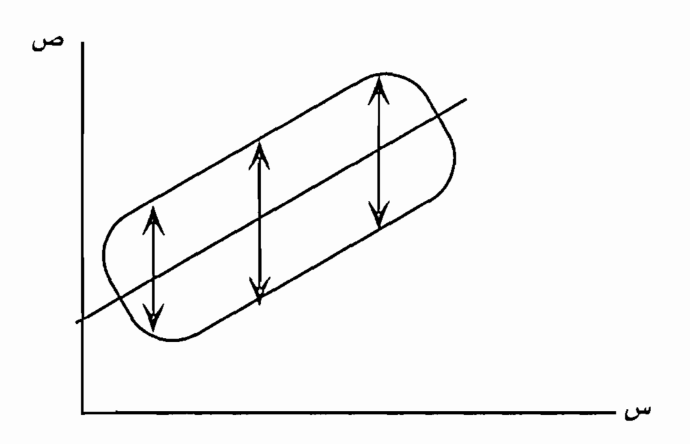
الشكل (9:7) توزيع الاخطاء لكل قيمة من قيم س

كذلك يبين الشكل (10:7) والشكل (11:7) توزيع الاخطاء لكل قيمة من قيم س. اذ ان الشكل (10:7) يشير الى ان التباين بالنسبة لخطأ التنبؤ ليس متساوي بالنسبة لكل قيمة من قيم س.



الشكل (10:7) توزيع الاخطاء لكل قيمة من قيم س

بينما في الشكل (11:7) فان التباين بالنسبة لخطأ التنبؤ متساوي او نفس الشيء لكل قيمة من قيم س.



الشكل (11:7) توزيع الاخطاء لكل قيمة من قيم س

ب- ان الاقتراض الذي نحتاجه لتحليل الانحدار الخطي هو ان جميع الملاحظات تم اختيارها بشكل مستقل. وهذا يعني ان تضمين فرد واحد في العينه يجب ان لا يؤثر على احتمال تضمين افراد آخرين في العينة، بالاضافة الى ذلك وكما اشرنا سابقاً فان التباينات متساوية ومساوية $ع^2_{ص س}$.

7:7 مربع معامل الارتباط كقياس للتغاير او التباين المشترك المتنبأ به

إن التباين في قيم ص حول خط الانحدار والذي يدعى بخطأ التنبؤ يقاس بواسطة الخطأ المعياري للتقدير والذي يعبر عنه بالمعادلة التالية والتي اشرنا اليها سابقاً.

$$ع_{س ص} = ع_{ص} \sqrt{1 - ر^2}$$

إن الحد الاقصى لخطأ التنبؤ يكون موجود عند ما تكون قيمة ر = صفر والذي يكون فيه قيمة $ع_{س ص} = ع_{ص}$.

إن خطأ التنبؤ يعتمد على قيم ر . هذا ويبين الجدول (3:7)حجم خطأ التنبؤ لقيم (ر) المختلفة.

الجدول (3:7) التفسيرات المختلفة لقيم ر
عند المستويات المختلفة لمعاملات الارتباط

$ر_{س ص}$	$\frac{ع_{ص س}}{ع_{ص}}$
1	صفر
0.95	0.31
0.90	0.44
0.85	0.53
0.80	0.60
0.75	0.66
0.70	0.71
0.65	0.76
0.60	0.80
0.55	0.84
0.50	0.87
0.45	0.89
0.40	0.92
0.35	0.94
0.30	0.95
0.25	0.97
0.20	0.98
0.15	0.99-
0.10	0.99+
0.05	1-
صفر	1+

يتضح من الجدول (3:7) ان حجم خطأ التنبؤ ينخفض بشكل بطيء عندما يبتعد حجم معامل الارتباط عن الصفر. فعلى سبيل المثال عندما يصل معامل الارتباط الى 0.50 فان الخطأ المعياري للتقدير يساوي87% من الحجم الذي يجب ان يكون عليه اذا كان معامل الارتباط يساوي صفر. اي ان حجم خطأ التنبؤ انخفض فقط 13% عندما اصبح معامل الارتباط يساوي0.50.

هذا ويجب ملاحظة ان تغيير حجم معامل الارتباط من 0.20 الى 0.30 ادى الى تخفيض في خطأ التنبؤ 0.03 فقط (اي من 0.98 الى 0.95)، بينما عندما تغير حجم معامل الارتباط من 0,80 الى 0,90 فان عملية التخفيض في خطأ التنبؤ بقيت 16% (اي من 0.60 الى 0.44). وهذا يعني ان التغير في حجم معامل الارتباط له تأثير كبير عندما يكون معامل الارتباط عالي بالمقارنة عندما يكون معامل الارتباط منخفض. ان النسبة $\frac{ع_{ص س}}{ع_{ص}} = \sqrt{1 - ر^2}$، اي ان هذه النسبة تشير الى التغير في ص والذي لا يعزى الى التغير في س.

وعند الحديث عن نسبة التباين في (ص) والمرتبطة بالتباين في (س)، فاننا نتحدث عن التغاير في ص والذي يمكن ان يعزى الى التغاير في (س). هذا ويفترض ان تكون هناك درجة معينة من العلاقة بين (س) و (ص)، وإن ص تأخذ قيماً مختلفة وذلك بالاعتماد فيما اذا كانت القيمة س المرتبطة بها عالية او متدنية.

إن التباين الكلي في ص يتضمن مصدران من مصادر التباين هما.

الاول: التباين في (ص) والذي يرتبط او يعزى الى الفروق في (س) { (مجموع مربع انحرافات ص) ($ر^2$)}.

الثاني: التباين في (ص) والذي هو موجود في الاساس في (ص)، وبالتالي فانه مستقل عن التغاير في (س).

إن انحرافات العلامات (ص) عن متوسطها = (ص − $\bar{ص}$) + صَ − $\bar{ص}$

إن (ص − $\bar{ص}$) يقيس التباين الكلي بين الدرجات على المتغير (ص)، وعندما يتم تربيع هذه الانحرافات وجمعها وتقسيمها على عددها فاننا نحصل على المعادلة (14:7) التالية:

المعادلة(14:7)

$$ع^2_{ص} = \frac{مجـ (ص - \bar{ص})^2}{ن} \qquad S^2_y = \frac{\Sigma (y - \bar{y})^2}{N}$$

اما بالنسبة لـ (ص – صَ) فهي عبارة عن الانحرافات لدرجات (ص) حول قيم (ص) المتنبأ بها. اي التباين في (ص) والمستقل عن الفروق في قيم (س). وعندما يتم تربيع هذه الانحرافات وجمعها وتقسيمها على (ن) فاننا نحصل على ما يسمى بالتباين المشترك (التغاير) والذي يعبر عنه بالمعادلة (15:7) التالية:

المعادلة (15:7):

$$ع^2_{ص ص} = \frac{مجـ (ص - صَ)^2}{ن} \qquad S^2_{y.x} = \frac{\Sigma (Y - Y')^2}{N}$$

ان التباين المشار اليه في هذه المعادلة عبارة عن التباين في ص والمستقل عن الفروق في س، وهذه القيمة هي مربع الخطأ المعياري للتقدير.

وفيما يتعلق بـ (صَ – $\bar{ص}$) فانه يقيس التباين في قيمة ص المتنبأ بها حول متوسط (ص) او التغاير في (ص) والمرتبط في الفروق في (س)، وعندما يتم ايجاد مربع هذه الانحرافات وجمعها وتقسيمها على ن فاننا نحصل على المعادلة (16:7) التالية:

المعادلة (16:7):

$$ع^2_{صَ} = \frac{مجـ (صَ - \bar{ص})^2}{ن}$$

هذا ولا بد من الاشارة هنا الى انه اذا كان معامل الارتباط يساوي صفر، فإن القيمة التنبؤية للمتغير (ص) تساوي متوسط ص بغض النظر عن قيم (س) والتي من خلالها نقوم بعملية التنبؤ. اي انه لا توجد اي قيمة من قيم ص ترتبط بالتباين في س.

في الجانب الآخر اذا كانت قيمة (ر) تساوي (1) فإن قيمة (ص) المتنبأ بها (صَ) تساوي القيمة الحقيقية (ص)، وبالتالي فإن كل قيمة من قيم (صَ – $\bar{ص}$) سوف تصبح (ص – $\bar{ص}$)، وان $ع^2_{صَ}$ تصبح $ع^2_{ص}$. وهذا يعنى ان جميع التباينات في (ص) ترتبط في التغاير في (س). ولذلك ($ر^2$) تدعى بمعامل الاتحاد Coefficient of determination والذي هو عبارة عن نسبة التباين في (ص) والتي تعزى الى التغاير في (س)، لذلك اذا كانت قيمة ر = 0.60، فان $ر^2$ = 0.36. وهذا يعني ان 0.36 من التباين يرتبط بالاختلافات او الفروق بقيم س ، و 0.64 يرجع الى عوامل أخرى.

وعند الحديث عن تحليل التباين الاحادي، فاننا نستخدم مجموع الانحرافات الكلي (SS_T) والذي هو عبارة عن مجـ $(ص - \bar{ص})^2$ وذلك لقياس ميل البيانات الى التجمع حول المتوسط. فاذا كانت هذه القيمة عالية، فان البيانات تتضمن تباين كبير ولا تتجمع حول المتوسط.

وفي حالة نموذج الانحدار الخطي البسيط، فان مجموع مربع الانحرافات للمتغير (ص) يساوي مجـ (ص - صَ)^2 $[SS_y = \Sigma (Y - \bar{Y})^2]$ ويتم حسابه بنفس الطريقة التي يحسب فيها التباين الكلي في قيم المتغير التابع. ولذلك فان مجموع مربع الانحرافات للمتغير ص = التباين الكلي للبيانات المتعلقة بالمتغير التابع.

وعند مقارنة مجموع مربع انحرافات الخطأ(SS_E) بالتباين الكلي (SS_{yT}) فاننا نستخدم النسبة التالية:

$$\frac{\text{مجموع مربع الانحرافات للخطأ}}{\text{محموع مربع الانحرافات الكلي}} \qquad \frac{SS_E}{SS_Y}$$

والسؤال الذي يطرح هنا ماذا يحدث اذا كانت قيم (ص) الحقيقية مساوية لقيم (ص) المتنبأ بها (صً)؟ اذا كان ذلك قد تحقق، فإن مجموع مربع انحرافات الخطأ يساوي صفر ومعامل الارتباط يساوي +1 او 1، وبالتالي النموذج يفسر 100% من التباين الكلي. اي ان التباين غير المفسر يساوي صفر.

ان مجموع مربع انحرافات الخطأ يعبر عنه من خلال المعادلة (17:7) التالية:

المعادلة(17:7):

$$\text{مجموع مربع انحرافات الخطأ} = \text{مجموع مربع انحرافات ص} - \frac{(\text{مجموع مربع انحرافات}_{\text{س ص}})^2}{\text{مجوع مربع انحرافات س}}$$

$$SS_E = SS_Y - \frac{(SS_{XY})^2}{SS_X}$$

وان قيمة ر^2 يعبر عنها من خلال المعادلة(18:7) التالية:

المعادلة(18:7):

$$\text{ر}^2 = \frac{\text{مربع مجموع انحرافات س ص}}{\text{مجموع مربع انحرافات س} \times \text{مجموع مربع انحرافات ص}}$$

$$r^2 = \frac{SS^2_{xy}}{SS_X\, SS_y}$$

او

$$\text{ر}^2 = \frac{\text{مجموع مربع انحرافات ص الكلي} - \text{مجموع مربع انحرافات الخطأ}}{\text{مجموع مربع انحرافات ص الكلي}}$$

$$r^2 = \frac{SS_y - SS_E}{SS_Y}$$



وكنتيجة لذلك فإن ($ر^2$) تفسر كقياس للتباين المفسر في المتغير التابع باستخدام النموذج الخطي البسيط.

اسئلة الفصل السابع

س1 : على فرض ان احد الباحثين اراد ان يبرهن على انه هناك ارتباط ايجابي بين الاتجاه عند الطلبة نحو الرياضيات والتحصيل وذلك عند عينة مؤلفة من (8) طلاب من طلبة الصف السابع. وقد قام الباحث بتطبيق مقياس يقيس الاتجاهات نحو الرياضيات واختبار آخر يقيس التحصيل في الرياضيات على العينة وحصل على البيانات التالية:

الافراد	الدرجة على مقياس الاتجاهات	الدرجة على اختبار التحصيل في الرياضيات
1	70	80
2	75	85
3	60	55
4	40	45
5	80	79
6	88	90
7	55	57
8	90	92

المطلوب:

أ- جد معامل الارتباط بين الاتجاه نحو الرياضيات والتحصيل في الرياضيات.

ب - هل هناك ارتباط ايجابي ذا دلالة بين الاتجاه نحو الرياضيات والتحصيل؟

جـ- افحص الفرضية الصفرية التي تشير الى ان معامل الانحدار بالنسبة للمجتمع يساوي صفر.

د- جد فترة الثقة.

س2: على فرض ان احد الباحثين طبق اختبار في المفردات واختبار اخر في التعبير الشفوي على عينة من (40) طالباً من طلبة الصف السادس الاساسي، ثم طبق عليهم بعد خمسة شهور اختبار في التحصيل القرائي، وحصل على معاملات الارتباط التالية:

	التحصيل القرائي	التحصيل في المفردات	التحصيل في التعبير الشفوي
التحصيل القرائي		0.75	0.70
التحصيل في المفردات			0.80
التحصيل في التعبير الشفوي			

المطلوب: فحص الفرضية الصفرية التي تشير الى ان التحصيل في المفردات والتعبير الشفوي يتساويان من حيث قدرتهما على التنبؤ في التحصيل القرائي ($\alpha = 0.05$).

س3: اراد باحث ان يجد العلاقة بين التوتر عند عينة من طلبة الجامعة. فاختار عينة من طلبة الجامعة مؤلفة من (7) افراد، وطبق عليهم اختبار يقيس التوتر، ثم حصل على معدلاتهم التراكمية. فاذا كانت البيانات على النحو التالي:

الافراد	الاداء على مقياس التوتر (س)	المعدل التراكمي (ص)
1	50	80
2	40	85
3	70	60
4	80	55
5	60	75
6	90	55
7	40	90

المطلوب:

أ- جد معامل الارتباط بين التوتر والتحصيل

ب - جد معادلة خط انحدار ص بدلالة س

جـ - جد معادلة خط انحدار س بدلالة ص

د - جد خطأ التنبؤ او الخطأ المعياري للتقدير وذلك للتنبؤ بـ ص من خلال س.

هـ- ارسم خط انحدار ص بدلالة س

و- ارسم خط انحدار س بدلالة ص

س4: يعتقد احد الباحثين ان العلاقة بين الدافعية والتحصيل في العلوم تختلف باختلاف الجنس، فاختار عينة مؤلفة من (50) ذكراً و (50) انثى، ثم طبق على كل مجموعة

اختباراً يقيس الدافعية واختباراً يقيس التحصيل في العلوم. ووجد ان معامل الارتباط بين الدافعية والتحصيل عند الذكور يساوي 0.75 بينما عند الاناث يساوي 0.80.

المطلوب: فحص الفرضية الصفرية التي تشير الى عدم وجود فرق بين معامل الارتباط بين الدافية والتحصيل عند الذكور ومعامل الارتباط بين الدافعية والتحصيل عند الاناث.

الفصل الثامن

الفرضيات

الفرضيـات

Hypotheses

1:8 مقدمة

إن البـاحث في الدراسـات المسحيـة والوصفيـة يحـاول وصف ظاهـرة مـا للتعـرف على خصـائص المجتمع الذي تناولتـه دراسـتـه. واحيـانا يحـاول البـاحث عقـد مـقـارنـات مثل اداء مجموعتين من الافـراد لمعرفـة مـا اذا كـانت هنـاك فـروق جوهـرية بين المجموعتين نتيـجة لتعرض احداهما لمعالجـة مـا والاخـرى لم تتعـرض لمثل هذه المعـالجـة، فـعلى سـبيل المثـال اذا كان لطريقة التدريس اثر على التحصيل لدى طلبة الصف الاول الابتدائي فان عينة الافـراد الذين درسـوا يالطريقـة الجـديدة يجب ان يظهـروا اداء افـضل من اداء المجـتـمـع الذي لم يدرس بالطريقـة الجـديدة، والفـرق بين اداء العـينة واداء المجـتـمع يشـيـر الى ان طريقـة التدريس الجديدة فعالة ولها تأثيـر على تحصيل طلبة الصف الاول الابتدائي، ولكن اذا كان اداء افـراد العينـة متـدني بالمقـارنة مع اداء المجـتمع فـاننا قـد تقـتـرح ان لا نسـتـخـدم هذه الطريقة في التدريس. وعدم وجود فرق بين العينة التي درست بالطريقة الجديدة والمجتمع قد يزودنا بمعلومات متنوعة. فقد تكون الطريقة ليس لها تأثير او ربما لها تأثير لكنه لم يظهر في هذه الدراسة.

ان البـحث عادة مـا يكون مـصـمم للاجـابة عن سـؤال مـحـدد وذلك كـمـا فـي مـثـالنـا السـابق هل اسـتـخـدام طريقـة المنـاقـشـة في التـدريس تؤدي الى زيـادة في التـحـصـيل المدرسي؟ ان الاجابة على هذا السؤال يدعـى بالفرضية. وهنـاك فرضيـات متعلقة بمتوسط او متوسطين او اكثر، وفرضيات متعلقة بنسبة مئوية او معاملات ارتباط بين متغيرين او اكثر، ولكننا في هذا الكتاب سنكتفي بفحص الفرضيات المتعلقة بمتوسط ومتوسطين فقط.

2:8 انواع الفرضيات

يمكن تقسيم الفرضيات الى قسمين هما:

1- **الفرضيات الصفرية** Null Hypothese

وهي الفرضية التي تشير الى عدم وجود فروق بين المجموعات اذ ان متوسط مجتمع ما على ظاهرة يساوي قيمة محددة، كأن تقول بأن متوسط المقبولين في الجامعة الاردنية في امتحان الثانوية العامة يساوي (85) او ان متوسط تحصيل الذكور يساوي متوسط تحصيل الاناث وعادة تصاغ الفرضية الصفرية على النحو الآتي. مثال ذلك:

لا يوجد فروق ذات دلالة احصائية ($\alpha = ,05$) بين متوسط تحصيل الطلبة الذين درسوا بطريقة المناقشة والذين درسوا بالطريقة العادية ويمكن التعبير عن هذه الفرضية بالرموز على النحو التالي:

$$Ho: \mu_1 = \mu_2 \quad \text{أو} \quad \mu_1 = \mu_2$$

$$\mu_1 - \mu_2 = zero \quad\quad \mu_1 - \mu_2 = \text{صفر}$$

حيث: μ_1 : تشير الى متوسط المجموعة الاولى

μ_2 : تشير الى متوسط المجموعة الثانية

مثال آخر: ان متوسط المعدل التراكمي لخريجي كلية العلوم التربوية للعام الدراسي (2005) = (3.4 نقطة) وبالرموز

$$Ho: \mu_1 = 3.4 \quad \text{أو} \quad \mu = 3.4$$

$$\mu_1 - 3.4 = zero \quad\quad \mu - 3.4 = \text{صفر}$$

2- الفرضية البديلة او البحثية Alternative or Research Hypothesis

يشير هذا النوع من الفرضيات الى التنبؤ بالنتائج. اذ يفترض الباحث ان هناك فروقاً بين المجموعات الداخلة في المقارنة. وتقسم الفرضيات البديلة الى قسمين:

ا- الفرضية البديلة عديمة الاتجاه: Non-Directional Hypothesis

يشير الباحث في هذا النوع من الفرضيات الى وجود فروق بين مجموعتين او اكثر ولكن لا يحدد اتجاه هذه الفروق اي لصالح من. مثال ذلك: يوجد فروق ذات دلالة احصائية في متوسط المهارات الحركية بين الذكور والاناث ويمكن التعبير عنها بالرموز على النحو التالي:

$$Ha: \mu_1 \neq \mu_2 \quad\quad \mu_1 \neq \mu_2$$

$$\mu_1 - \mu_2 \neq zero \quad\quad \mu_1 - \mu_2 \neq \text{صفر}$$

مثال آخر على فرضية متعلقة بمتوسط واحد: ان متوسط المعدل التراكمي لخريجي كلية العلوم التربوية لا يساوي 3.4 نقطة وبالرموز:

$$Ha: \mu \neq 3.4 \quad\quad \mu \neq 3.4$$

$$\mu - 3.4 \neq zero \quad\quad \mu - 3.4 \neq \text{صفر}$$

ب- الفرضية البديلة المتجهة: Directional Hypothesis

يشير الباحث في هذه الفرضية الى وجود فروق مثلاً بين المجموعات لصالح مجموعة دون مجموعة اخرى مثال ذلك:

ان متوسط تحصيل الطلبة الذين يدرسون بطريقة المناقشة أعلى من متوسط الطلبة الذين يدرسون بالطريقة العادية او ان متوسط تحصيل الطلبة الذين درسوا بالطريقة (أ) اقل من متوسط الطلبة الذين درسوا بالطريقة (ب).

ويمكن التعبير عن هذه الفرضية بالرموز على النحو الآتي:

فرضية بديلة متجهة $\mu_1 > \mu_2$ Ha: $\mu_1 > \mu_2$

$\mu_1 - \mu_2 >$ صفر   Or Ha: $\mu_1 - \mu_2 >$ zero

ومن الامثلة الاخرى على الفرضية المتعلقة بمتوسط واحد الفرضية التالية:

ان متوسط تحصيل الطلبة الذين درسوا بالطريقة (أ) اعلى من 75 .

او ان متوسط تحصيل الطلبة الذين درسوا بالطريقة (س) اقل من (80)، ويمكن التعبير عن هذه الفرضيات بالرموز على النحو الآتي:

فرضية بديلة متجهة $\mu > 75$ Ha: $\mu > 75$

$\mu - 75 >$ صفر   Or Ha: $\mu - 75 >$ zero

ان الباحث يختبر الفرضية الصفرية وليس الفرضية البديلة او البحثية ولهذا تسمى الفرضية الصفرية بالفرضية الاحصائية. فاذا كانت الفروق بين المجموعات كبيرة اي جوهرية، فان الباحث يرفض الفرضية الصفرية، واذا رفضت الفرضية الصفرية فنكون قد دعمنا الفرضية البديلة اي البحثية بطريقة غير مباشرة اما اذا كانت الفروق بين المجموعات الداخلة في المقارنة قليلة وليست جوهرية يمكن ان تكون قد حدثت نتيجة للصدفة، فاننا نفشل في رفض الفرضية الصفرية وبالتالي لا تدعم الفرضية البديلة.

3:8 الاخطاء المتعلقة باختبار الفرضيات

إن البحث يصمم للاجابة عن سؤال الدراسة، وذلك عن طريق اما دعم او الفشل في دعم الفرضية البديلة، ولأنه من الصعب التأكد من صحة التحليل الاحصائي، فإن الباحث احيانا يرفض الفرضية الصفرية على الرغم من انها في الواقع صحيحة وهذا يحدث عندما يجد الباحث بيانات في الدراسة تقترح بأن هناك فروقاً بين المجموعات في الوقت

الذي لا توجد فيه فروق حقيقية. واحيانا اخرى نفشل في ايجاد فروق في الوقت الذي تكون هناك فروقاً حقيقية بين المجموعات .

وبناء على ذلك فاننا عندما نتخذ قراراً برفض او عدم رفض الفرضية الصفرية فان هناك اربع احتمالات لهذا القرار.

1- احتمال رفض الفرضية الصفرية وهي في واقع الامر صحيحة اي انه لا يوجد فروق بين المجموعات ويسمى هذا بالخطأ من النوع الاول (Type I error) ويرمز له بالفا (α).

2- احتمال قبول الفرضية الصفرية وهي خطأ اي ان الباحث فشل في اكتشاف فروقاً بين المجموعات عندما يكون هناك فروقاً موجودة في الواقع. وهذا يسمى بالخطأ من النوع الثاني (Type II error) ويرمز له بـ بيتا (β).

3- احتمال قبول الفرضية الصفرية وهي صحيحة، ففي هذه الحالة فان الباحث لم يكتشف وجود فرق بين المجموعات والتي في الواقع لا توجد بينها فروق وهذا ما يدعى بمستوى الثقة ويساوي ($1 - \alpha$).

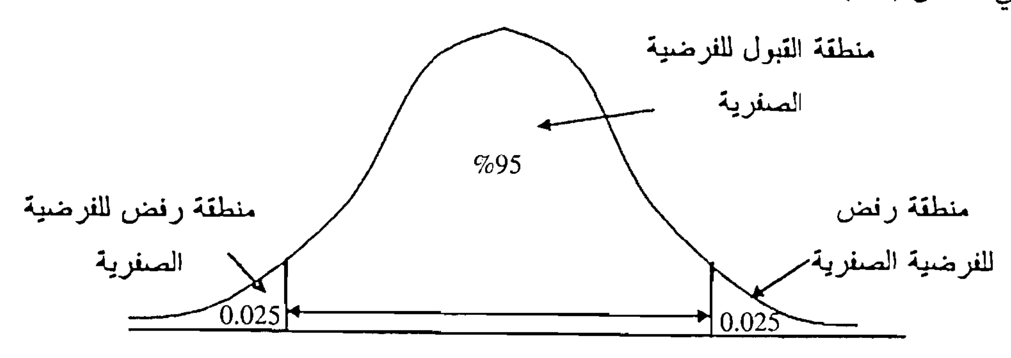
4- احتمال رفض الفرضية الصفرية وهي في الواقع خطأ، اي ان الباحث توصل الى وجود فرق ذا دلالة احصائية وحقيقي بين المجموعات الداخلة في المقارنة ويسمى هذا بقوة الاختبار الاحصائي (Power of the Test) ويساوي ($1- \beta$).

فنحن عندما نتخذ قراراً برفض او قبول الفرضية الصفرية يحتمل ان نكون قد وقعنا في نوعين من الخطأ: الخطأ من النوع الاول (α) او الخطأ من النوع الثاني (β) وينظر عادة للخطأ من النوع الثاني على أنه اقل خطورة من الخطأ من النوع الاول. لأنه اذا كانت الفروق موجودة حقيقة ولكن لم يتم التعرف عليها في مشروع البحث فإن الاستمرارية في البحث سوف تؤدي الى اكتشاف الاختلاف مثال ذلك اتهام شخص غير مذنب بأنه مذنب أخطر من الوصول الى قرار بأن الشخص غير مذنب مع انه في الواقع مذنب.

1:3:8 احتمال الوقوع في الخطأ من النوع الأول (مستوى الدلالة α):

ان احتمال الوقوع في الخطأ من النوع الأول يدعى ألفا (α) ومستوى ألفا عادة ما يكون محدد. وفي العلوم السلوكية والاجتماعية، فإن الاحتمال المقبول للوقوع في الخطأ من النوع الاول هو عند مستوى ($\alpha = 0.05$) أو ($\alpha = 0.01$)، أي ان الفرق بين المجموعات بالصدفة 0.05 (5 في كل 100)، وان الفرق بهذا المدى يشار اليه على انه ذا دلالة.

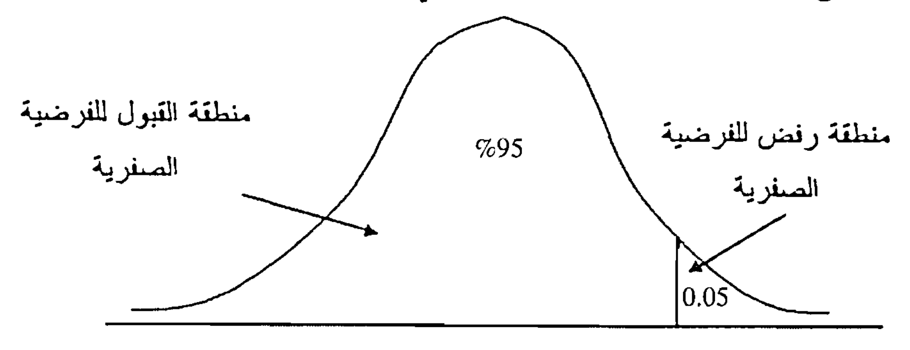
ان تحديد المنطقة التي على أساسها نقبل أو نرفض الفرضية الصفرية كما هو واضح في الشكل (1:8):



شكل (1:8): منطقة الرفض للفرضية الصفرية عندما تكون الفرضية البديلة عديمة الاتجاه

وبالتالي اذا كانت القيمة المستخرجة من المعادلة تقع في المنطقة الحرجة، فاننا نرفض الفرضية الصفرية. ويسمى الاختيار ذو نهايتين (two - tailed test)

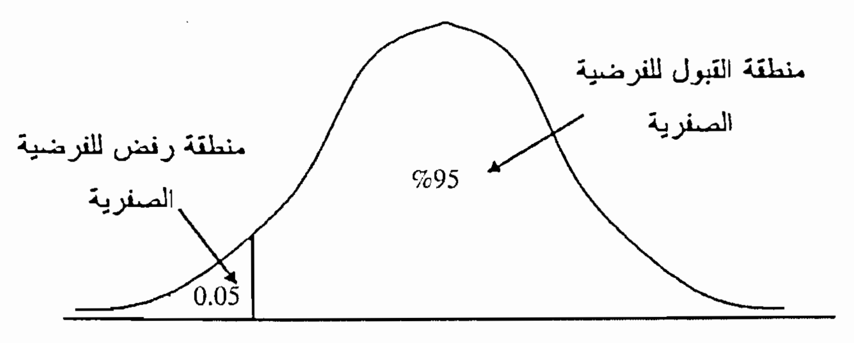
اما اذا كانت الفرضية البديلة ذات اتجاه واحد ويشير هذا الاتجاه الى اعلى من. فان منطقة الرفض تقع على اليمين وذلك كما هو مبين في الشكل (2:8):



شكل (2:8): منطقة الرفض للفرضية الصفرية عندما تكون الفرضية البديلة (اعلى من)

وبناءً على ذلك فان (α) لا تقسم على 2 ، ويسمى الاختبار في مثل هذه الحالة اختبار ذو نهاية واحدة (One-tailed test).

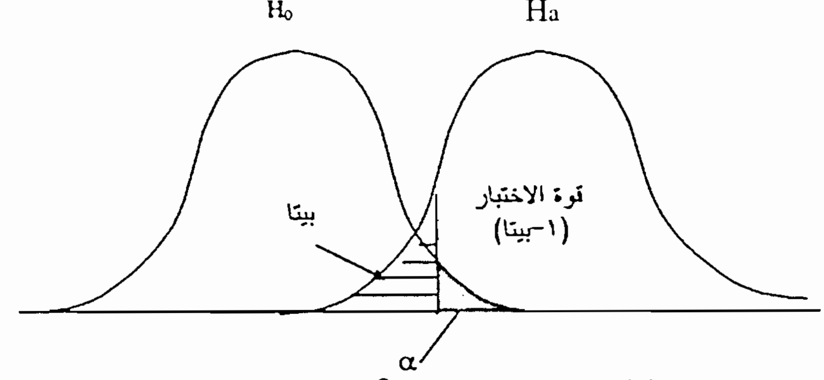
ونرفض الفرضية الصفرية اذا كانت قيمة الاختبار الاحصائي تقع في منطقة الرفض او بمعنى اخر اذا كانت القيمة الاحتمالية المرتبطة بقيمة الاختبار الاحصائي اقل من 0.05، اما اذا اشارت الفرضية البديلة الى اقل من. فان منطقة الرفض تكون على اليسار وذلك كما هو موضح في الشكل (3:8):



شكل (3:8): منطقة الرفض للفرضية الصفرية عندما تكون الفرضية البديلة (اقل من)

2:3:8 احتمال الوقوع في الخطأ من النوع الثاني :

ان احتمال الوقوع في الخطأ من النوع الثاني يسمى بيتا (β) ، إن عكس بيتا يدعى بقوة الاختبار ويتم حسابه عن طريق (1−β). وبشكل عام فان الباحث يرغب في تصميم دراسة بدرجة عالية من القوة وتتضمن قيمة منخفضة لـ (β). وهناك ارتباط بين (β) و (α) من جهة وقوة الاختبار الاحصائي من جهة اخرى. فاذا زاد احدهما فان الاخر ينقص. ويبين الشكل (4:8) العلاقة بين كل من (β) و (α) وقوة الاختبار الاحصائي.



شكل (4:8): العلاقة بين كل من (β) و (α) وقوة الاختبار الاحصائي

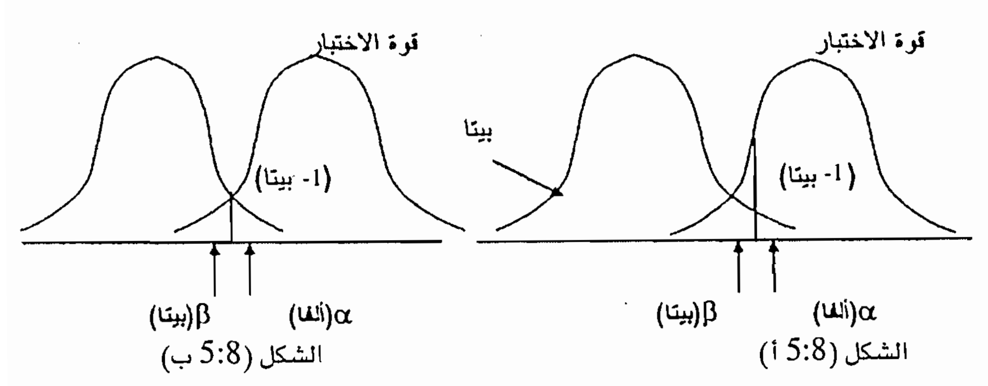
ان التوزيع الموجود على اليسار بالنسبة للشكل (4:8) يمثل توزيع الدرجات عندما تكون الفرضية الصفرية صحيحة، بينما التوزيع الموجود على اليمين يمثل توزيع الدرجات عندما تكون الفرضية البديلة صحيحة. فاذا اخذنا بالنسبة لمعامل الذكاء للعينة والتي أخذ معامل ذكاءها في فترة معينة نظراً لتوفر عدد معين من الطلاب في الجامعة، فان التوزيع الموجود على اليسار يمثل توزيع درجات معامل الذكاء بالنسبة للمجتمع العام. وهذا التوزيع يتضمن الطلبة الذين درسوا في الفصل الصيفي اذا كانوا لا يختلفون عن المجتمع العام (مجتمع الطلبة جميعهم).

اما بالنسبة للتوزيع الموجود على اليمين، فانه يمثل درجات معامل الذكاء للذين درسوا في الفصل الصيفي، مفترضين ان درجات معامل الذكاء لهؤلاء الطلبة اعلى من متوسط معاملات الذكاء للمجتمع ككل.

اما بالنسبة للمنطقة المظللة فانها تمثل قيمة α والتي تمثل اعلى 5% من التوزيع للفرضية الصفرية، فاذا كان متوسط العينة كبير جداً بحيث يقع في اعلى 5% بالنسبة لتوزيع الفرضية الصفرية، فاننا نقول ان متوسط العينة لا ينتمي الى ذلك التوزيع وبالتالي نرفض الفرضية الصفرية.

اما بالنسبة للمنطقة المخططة من توزيع الفرضية البديلة والواقعة الى يسار α فانها تمثل بيتا (β). وهذا هو احتمال الوقوع في الخطأ من النوع الثاني. فاذا كان المتوسط صغير جدا بحيث يقع في منطقة الرفض، ولكن حقيقة لا ينتمي الى مجتمع آخر، فانه سيقع في منطقة (β)، ولذلك فان الباحث سوف يفشل في رفض الفرضية الصفرية حتى لو كان ذلك خطأ، وبالتالي يقع في الخطأ من النوع الثاني.

اذا نظرنا الى الشكل (4:8) فان القوة تزداد بنقصان قيمة بيتا، وقيمة بيتا تقل عن طريق زيادة قيمة α. ولكن زيادة قيمة (α) ليس بديل واقعي. وللتعامل مع هذه المشكلة فان الباحث قد يتعامل مع التوزيع العيني للمتوسطات. هذا ولا بد من ان نشير هنا الى ان قوة الاختبار لها علاقة بحجم العينة. فاذا زادت حجم العينة (اي انه اذا كان حجم العينة كبيراً) فان القوة سوف تزداد والعكس هو الصحيح وذلك كما هو موضح في الشكل رقم (5:8 أ) و (5:8 ب).



العلاقة بين كل من α و β من جهة والقوة عندما يكون التباين مختلف

اذا افترضنا ان حجم العينة قليل وقيمة (α) قليلة كما هو ملاحظ في الشكل (5:8 أ)،

فان قيمة بيتا (β) سوف تكون كبيرة، وذلك لان التباين كبير بين العينة والمجتمع، وبالتالي القوة منخفضة. ولكن اذا زدنا حجم العينة وقيمة (α) فاننا نلاحظ من خلال الشكل (5:8 ب) ان قيمة بيتا تقل وبالتالي يؤدي ذلك الى زيادة قوة الاختبار (1− بيتا). وهذا له علاقة بالتباين بين العينة والمجتمع، فكلما زاد حجم العينة كلما كان هناك احتمال اقل لان يقترب تباين العينة من تباين المجتمع، وبالتالي القرار المتعلق برفض الفرضية الصفرية عندما تكون خطأ يكون اقوى اذا كانت الفرضية الصفرية خطأ في الواقع.

3:3:8 لماذا لا نقل بالفرضية الصفرية؟

قد يتساءل البعض لماذا نقول اننا فشلنا في رفض الفرضية الصفرية بدلا من القول اننا قبلنا بالفرضية الصفرية.

ان النتائج التي حصلنا عليها لم تحدث بالصدفة، ولكن اذا رفضنا الفرضية الصفرية فماذا يعني ذلك؟

ان الفرضية الصفرية تشير الى انه لا يوجد فرق ذات دلالة بين متوسط العينة ومتوسط المجتمع اذا كنا مهتمين بالفرق بين متوسط العينة ومتوسط المجتمع، فاذا لم نرفض الفرضية الصفرية فهل هذا يعني ان متوسط العينة يساوي متوسط المجتمع؟

الاجابة على ذلك ليس بالضرورة. فعندما نفشل في رفض الفرضية الصفرية فانك فشلت في الحصول على فرق ذا دلالة احصائية، ولكن لا يعني انك وجدت ان هناك تساوي.

هناك العديد من الاسباب التي قد تؤدي الى الفشل في ايجاد فرق (اي الفشل في رفض الفرضية الصفرية)، فقد يكون هذا راجع الى ان الباحث قد وقع في الخطأ من النوع الثاني، او ان طريقة جمع البيانات او الادوات المستخدمة لم تكن حساسة بدرجة كافية نستطيع من خلالها ان نكتشف الفرق، او ان العينة قد قصد من اختيارها ان لا تختلف عن متوسط المجتمع، او ان هناك متغيرات اخرى قد اثرت على الدراسة (متغيرات دخيلة) وادت الى اختلاف النتائج عن التوقع الذي حدده الباحث.

ان اي سبب من الاسباب السابقة قد يؤدي بالباحث الى الوقوع في الخطأ من النوع الثاني، وبالتالي الفشل في رفض الفرضية الصفرية بينما هي في الواقع خاطئة. وبالطبع هناك احتمال اخر للفشل في رفض الفرضية الصفرية وذلك لان الفرضية الصفرية في الواقع صحيحة.

كيف يمكن ان نعرف فيما اذا كانت الفرضية الصفرية صحيحة.

اننا لا نستطيع الاجابة، وبالتالي فان هناك خطر في قبول الفرضية الصفرية على انها صحيحة في الوقت الذي لا نكتشف وجود فروق حقيقية. ونفس الشيء فإن هناك خطورة في التنبؤ بانه لا توجد فروق بين العينة والمجتمع.

اذا توصلنا من نتائج الدراسة الى عدم وجود فرق، فإننا لا نستطيع ان نعرف من خلال دراسة واحدة هل هذا راجع الى ان تنبؤ الباحث ليس دقيقاً، او لانه وقع في الخطأ من النوع الثاني. وبالتالي قد تكون هناك حاجة لاجراء بحوث اخرى.

اذا وجد الباحث اثباتات تؤدي به الى رفض الفرضية الصفرية ودعم الفرضية البديلة، فكم هذا الدعم؟ ان الدعم للفرضية البديلة يشير الى ان الفرق كبير جداً، بحيث انه لم يحدث بالصدفة. واذا لم يحدث الفرق بالصدفة، فلماذا حدث؟ ان عملية توضيح الفرق من مسؤولية الباحث، فقد يجري باحثان نفس الدراسة ويتوصلا الى وجود فرق ولكن كل منهما قد يعطي تفسيراً مختلفاً، ولا يوجد عند اي منهما ثقة كبيرة بأن تفسير النتائج صحيح.

إن رفض الفرضية الصفرية ودعم الفرضية البديلة يؤدي الى زيادة الثقة بالنتائج التي تم التوصل اليها، ولكن ليس في التفسير الذي قدم. فالتفسير يمكن ان يكون صحيحاً ويمكن ان يكون غير صحيحاً. ان التفسير الصحيح ينبثق فقط بعد ان يقوم الباحثين الاخرين بتصميم بحوث باهتمام اكثر.

4:3:8 مستوى الدلالة (α) مقابل قيمة الاحتمالية (P - value)

كما اشرنا سابقاً فان الفا (α) عبارة عن احتمال رفض الفرضية الصفرية وهي صحيحة. واننا نرفض الفرضية الصفرية اذا كان المتوسط يقع في منطقة الرفض وذلك اعتماداً على مستوى الدلالة. كذلك على الباحث ان يختار القرار المتعلق بالمحك قبل اجراء الاختبار الاحصائي (وذلك عن طريق الاخذ بعين الاعتبار الخطأ الذي يرغب ان يقع فيه عند سحب العينة).

ان معظم الباحثين قد لا يشيرون الى مستوى الدلالة الذي يرغبون في استخدامه مسبقاً، اذ ان بعضهم قد لا يملك في ذهنه مستوى دلالة محدد ودقيق قبل فحص النتائج. وفي مثل هذه الحالة فانه يمكن الافتراض ان مستوى الدلالة ليس اكبر من 0.05، وهو المستوى المقبول على الاقل من قبل الدوريات التربوية والنفسية.

كذلك هناك العديد من الباحثين لا يشيرون الى مستوى الدلالة الذي اختاروه، وانما يشيرون الى قيمة الاحتمالية (P-Value)، فاذا كانت قيمة الاحتمال (P-Value) مساوية او

اقل من مستوى الدلالة (α) فان نتائج العينة منحرفة بشكل كبير، مما يستدعي رفض الفرضية الصفرية.

ان الباحثين لا يشيرون دائماً الى قيمة الاحتمالية، وانما يشيرون فيما اذا كانت هذه الاحتمالية تقع عند مستوى الدلالة، ولكن اذا كانت النتائج ليست ذات دلالة، فان الباحث يشير الى ان الاحتمال يقع فوق النقطة الفاصلة (مستوى الدلالة).

ان الباحث قد يشير الى ان بعض النتائج ذات دلالة عند مستوى ($\alpha = 0.001$)، والبعض عند مستوى ($\alpha = 0.01$)، والبعض الاخر عند مستوى ($\alpha = 0.05$)، فهل يعني ان مستويات الدلالة 0.001 ، و 0.01 و 0.05 ، قد استخدمت لتقييم ثلاثة نتائج؟ بالطبع لا، ولكن هذه طريقة لتقرير النتائج، فهناك احتمال ان يكون مستوى الدلالة في ذهن الباحث والذي يشار اليه بشكل ظاهري هو نفس الشيء بالنسبة للنتائج الثلاثة، على سبيل المثال 0.05.

اسئلة الفصل الثامن

س1: عدد انواع الفرضيات البديلة؟

س2: اكتب فرضية صفرية. وفرضية بديلة متجهة وفرضية بديلة غير متجهة.

س3: يعتقد عميد كلية بأن متوسط خريجي كليته لهذا العام أعلى من 83 أكتب فرضية صفرية وفرضية بديلة لهذه القضية.

س4: ما معنى الخطأ من النوع الاول والخطأ من النوع الثاني وايهما أهم ولماذا؟

س5: اعط امثلة على ما يلي:

أ- فرضية صفرية. ب- فرضية بديلة متجهة. ج- فرضية بديلة غير متجهة.

س6: بين منطقة الرفض ما اذا كانت على اليمين او اليسار في كل حال مما يلي:

أ- ان متوسط درجة ذكاء طلبة كلية ما اعلى من 110.

ب- إن معدل دخل الموظف الجامعي السنوي اكثر من 3600 دينار.

ج- ان متوسط معدلات الخريجين للعام الجامعي 2005 اقل من (3.1) نقطة.

د- ان متوسط اوزان الاطفال المولودين في شهر أيار اقل من 3 كغم.

س7: اوجد القيمة الحرجة لرفض الفرضية الصفرية عند استخدام اختبار (ت) تحت الشروط التالية:

درجات الحرية	قيمة α	نوع الفرضية البديلة
4	0,01	غير متجهة
9	0,05	متجهة
17	0,10	غير متجهة
22	0,10	غير متجهة
28	0,005	متجهة
50	0,05	متجهة

س8: اذا اعطيت اي توزيع الى (ت). فلماذا تكون القيمة الحرجة لرفض الفرضية الصفرية مقابل البديلة المتجهة (α = .05) مساوية للقيمة الحرجة لرفض الفرضية الصفرية مقابل البديلة غير المتجهة عندما تكون (α = .10).

س9: اي مما يلي يمكن ان يؤدي الى رفض الفرضية الصفرية؟

أ- اختبار ذو اتجاه واحد او ذو اتجاهين.

ب- $\alpha = .05$ او $\alpha = .01$..

ج- عدد افراد العينة 144 ام عدد افراد العينة 444 .

س10: أ- إذا كانت $(\alpha = 5.05)$ فما مستوى الثقة؟

ب- إذا كانت $(\beta = 0.10)$ فما قوة الاختبار؟

الفصل التاسع

التوزيع العيني للمتوسطات واختبار الفرضيات

التوزيع العيني للمتوسطات واختبار الفرضيات

Sample Distribution of the Mean and Testing Hypothese

1:9 التوزيع العيني للمتوسطات:

يمكن التأكد من التوزيع العيني للمتوسطات نظرياً وتجريبياً، ويتم التأكد نظرياً من التوزيع العيني باستخدام ما يسمى نظرية النهاية المركزية او النظرية الحدية المركزية Central Limit Theorem.

اذ تشير هذه النظرية الى انه اذا كان حجم العينة المسحوبة من المجتمع يساوي او اكثر من (30) فان التوزيع العيني يقترب من السواء. اما من الناحية التجريبية فانه يمكن تحديد التوزيع العيني للمتوسطات عن طريق سحب عينات مختلفة من المجتمع. فلو كان لدينا مجتمعاً مكوناً من خمسة افراد وكانت علامات هؤلاء الافراد كما يلي:

1 ، 2 ، 3 ، 4 ، 5

وسحبنا عينة من هذا المجتمع ذات حجم (2)، فان عدد العينات التي يمكن سحبها من هذا المجتمع وحجمها (2) تساوي (25) عينة. واذا ما حسبنا متوسط هذه العينات فان توزيع متوسط العينات يتصف بالسواء، وان شكل التوزيع العيني يعتمد على شكل توزيع المجتمع. ولو حسبنا متوسط متوسطات العينات فان هذا المتوسط يساوي متوسط المجتمع.

وبالرجوع الى البيانات السابقة فان العينات والمكونة من (2) والتي تم سحبها من المجتمع ستكون على النحو الآتي:

العينات	المتوسط	العينات	المتوسط	العينات	المتوسط	العينات	المتوسط	العينات	المتوسط
11	1.0	12	1.5	13	2.0	14	2.5	15	3.0
21	1.5	22	2.0	23	2.5	24	3.0	25	3.5
31	2.0	32	2.5	33	3.0	34	3.5	35	4.0
41	2.5	42	3.0	43	3.5	44	4.0	45	4.5
51	3.0	52	3.5	53	4.0	54	4.5	55	5.0

واذا ما جمعنا المتوسطات السابقة فان:

$$\text{متوسط المتوسطات} = \frac{1 + 1,5 + 2 + 2,5 + ... + 5}{25}$$

$$= 3$$

اما بالنسبة لمتوسط المجتمع بالنسبة للبيانات السابقة فانه يساوي

$$\text{متوسط المجتمع} = \frac{1 + 2 + 3 + 4 + 5}{5}$$

$$= 3$$

اي انه اذا سحبنا جميع العينات الممكنة من المجتمع فان متوسط متوسطات العينات يساوي متوسط المجتمع، وكذلك فان التباين لمتوسطات العينات يساوي تباين المجتمع.

ان العوامل التي تؤثر على شكل التوزيع العيني للمتوسطات تتمثل بالآتي:

1- شكل التوزيع بالنسبة للمجتمع.

2- حجم العينة.

فاذا كان التوزيع بالنسبة للدرجات الخام للمجتمع موزعاً توزيعاً سوياً، فان التوزيع العيني للمتوسطات سوف يكون سوياً بغض النظر عن حجم العينة، ولكن اذا كانت الدرجات الخام بالنسبة للمجتمع ليست موزعة توزيعاً سوياً، فان شكل التوزيع العيني سوف يعتمد على حجم العينة، لذلك فان النظرية الحدية المركزية تشير الى انه مهما كان توزيع الدرجات الخام بالنسبة للمجتمع فان التوزيع العيني للمتوسطات سوف يقترب من السواء كلما زاد حجم العينة، فاذا كان حجم العينة يساوي او اكثر من (30)فان التوزيع العيني للمتوسطات سوف يقترب من السواء.

2:9 فحص الفرضيات المتعلقة بمتوسط واحد:

إن فحص الفرضيات يتضمن القيام باستدلال حول طبيعة المجتمع المدروس من خلال دراسة عينة مختارة عشوائياً من هذا المجتمع.

لنفرض ان مدير تربية وتعليم في مدينة ما يدعي بان متوسط معدلات خريجي الثانوية العامة الناجحين في منطقته يساوي 85 (μ = 85) . هذا الافتراض يعني ان نبرهن على صحته او خطأه، فلذا للتأكد من صحة او بطلان هذا الافتراض لابد لنا من دراسة عينة مختارة عشوائياً من هذا المجتمع ونفحص الفرق بين متوسط العينة (م) ومتوسط المجتمع (μ). فاذا كان الفرق بين متوسط العينة ومتوسط المجتمع كبير نرفض الفرضية الصفرية وفي هذا تدعيم للفرضية البحثية او البديلة، اما اذا كان الفرق قليلاً فاننا لا نرفض الفرضية الصفرية وبالتالي فاننا نفشل في تدعيم الفرضية البحثية او البديلة.

ولنفرض ان باحثاً اراد ان يختبر الفرضية الصفرية السابقة فاختار عشوائياً عينة مكونة من (50) خريجاً، فوجد ان متوسط معدلاتهم في الثانوية العامة (م = 83) بانحراف معياري يساوي (6) فهل الفرق بين المتوسط المفترض (μ= 85) والمتوسط الملاحظ او المحسوب (م = 83) فرق كبير يؤدي الى رفض الفرضية الصفرية وتدعيم الفرضية

البحثية او البديلة ام انه قليل يؤدي الى قبول الفرضية الصفرية والفشل في تدعيم الفرضية البديلة.

ان فحص الفرضيات يتضمن فحص الفروق بين ما هو مفترض وبين ما هو ملاحظ او محسوب من العينة وسيتم اتباع الخطوات التالية في فحص الفرضيات في هذا الفصل، اذ ان هناك اربع خطوات لفحص الفرضيات الصفرية هي الآتي:

1- وضع الفرضيات.

2- وضع معيار رفض الفرضية الصفرية. Critcal Value (cv)

3- حساب الاختبار الاحصائي الملائم.

4- اتخاذ القرار بالنسبة للفرضية الصفرية.

1:2:9 اختبار (ز) لفحص الفرضيات المتعلقة بمتوسط واحد (عينة كبيرة)

هناك العديد من الافتراضات التي لا بد من تحققها قبل استخدام هذا الاختبار وهذه الافتراضات تتمثل بالآتي:

1- ان يكون الانحراف المعياري للمجتمع معروف.

2- ان يكون المجتمع الاصلي يتصف بالسواء.

3- اذا كان الانحراف المعياري للمجتمع معروف وكان المجتمع لا يتصف بالسواء فان حجم العينة يجب ان يكون (30) او اكثر.

4- اذا لم يكن الانحراف المعياري للمجتمع معروف فان حجم العينة يجب ان يكون اكبر من (120)، فبالتالي يستخدم الانحراف المعياري للعينة بدلاً من الانحراف المعياري للمجتمع في المعادلة التي ستأتي فيما بعد.

ان معادلة (ز) في هذه الحالة هي على النحو الآتي:

المعادلة (1:9):

$$ز = \frac{م - \mu}{\frac{ع}{\sqrt{ن}}}$$

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$$

مثال (1:9) قرأ باحث في دليل احد الاختبارات ان متوسط اداء طلبة الثانوية العامة في الفرع العلمي يساوي 85 بانحراف معياري يساوي (6)، فاذا أراد هذا الباحث ان يرى

فيما اذا كان اداء الطلبة في مدينته يختلف عن متوسط الاداء العام، فاختار عينة عشوائية مؤلفة من (50) طالباً، واستخراج متوسط اداءهم في الثانوية العامة فوجد انه يساوي (83)، افحص الفرضية الصفرية مقابل البديلةمستخدماً ($\alpha = 0.05$).

الحل:

1- وضع الفرضيات:

ان مصطلح فرضية له معنى محدد في الاحصاء الاستدلالي فالفرضية التي تختبر احصائياً تسمى بالفرضية الصفرية Null Hypothesis وهي تعني انه لا توجد فروق ذات دلالة احصائية بين متوسطات مجموعات الدراسة. وبالرجوع الى المثال السابق والذي افترض فيه الباحث بان متوسط معدلات خريجي الثانوية العامة في منطقته يساوي 85 وهذا افتراض لابد من اقامة الدليل على صحته او بطلانه، وبالتالي فان الفرضية الصفرية تكتب على النحو الآتي:

الفرضية الصفرية:

$H_0: \mu = 85$ م = 85

$\mu - 85 = zero$ م - 85 = صفر

ونحن في العادة نفحص الفرضية الصفرية مقابل الفرضية البديلة غير المتجهة في هذا السؤال (عديمة الاتجاه)، وهذه الفرضية تكتب على النحو الآتي:

فرضية بديلة عديمة الاتجاه:

$H\alpha: \mu \neq 85$ م ≠ 85

$\mu - 85 \neq zero$ م - 85 ≠ صفر

اما اذا كانت الفرضية البديلة متجهة اي اننا اذا اشرنا في السؤال السابق الى ان متوسط العينة اقل او اكثر من متوسط المجتمع فان الفرضية البديلة تكتب على النحو الآتي:

$H\alpha: \mu < 85$ م < 85

$\mu - 85 < zero$ م - 85 < صفر   او

$H\alpha: \mu > 85$ م > 85   او

$\mu - 85 > 85$ م - 85 > 85

واذا عدنا الى المثال السابق فان الفرضية الصفرية والفرضية البديلة تكتب على النحو الآتي:

$Ho: \mu = 85$ $م = 85$

$H\alpha: \mu \neq 85$ $م \neq 85$

2- وضع محك رفض الفرضية الصفرية:

بعد ان يضع الباحث الفرضية الصفرية والفرضية البديلة عليه ان يحدد مستوى الدلالة (α) والتي تعرف بانها احتمال الوقوع في الخطأ من النوع الاول، وعادة ما يقوم الباحث بتحديد مستوى الدلالة قبل ان يقوم بجمع البيانات، واكثر مستويات الدلالة استداماً في العلوم الانسانية ($\alpha = 0.05$) او ($\alpha = 0.01$) ثم لا بد من تحديد نوع الفرضية البديلة والاختبار الاحصائي. واذا ما رجعنا الى المثال السابق، فاذا كانت ($\alpha = 0.05$) والفرضية البديلة غير متجهة، وبما ان التباين للمجتمع معروف فان الاختبار الذي يستخدم هو اختبار (ز)، وبالرجوع الى جدول التوزيع السوي الموجود في الملحق (2) فان قيمة (ز) عند $\alpha /2 = 0.025$ تساوي ± 1.96 اي ان منطقة الرفض تقع على جانبي المنحنى (ز) = +1.96 ، ز = −1.96 بمعنى ان قيمة (ز) المحسوبة اذا كانت موجبة تقارن مع ز = +1.96 فاذا كانت مساوية او اعلى نرفض الفرضية الصفرية وهذا تدعيم للفرضية البديلة أما اذا كانت أقل من (+1,96) فإننا نرفض الفرضية الصفرية أي نفشل في تدعيم الفرضية البديلة. اذا كانت ز المحسوبة تساوي (−) قيمة معينة فاننا نقارنها مع ز = −1.96 فاذا كانت قيمة (ز) المحسوبة تساوي او اقل من −1.96 فاننا نرفض الفرضية الصفرية وهذا تدعيم للفرضية البديلة أما اذا كانت أكبر من (-1,96) فإننا لا نرفض الفرضية الصفرية أي نفشل في تدعيم الفرضية البديلة. ان الاختبار الاحصائي (ز) في مثل هذه الحالة يسمى اختبار (ز) ذو نهايتين (two - tailed test) وبالتالي قسمت α على 2.

3- حساب قيمة الاختبار الاحصائي:

بعد وضع الفرضيات وتحديد الاختبار الاحصائي والقيمة الحرجة فاننا نأتي الى الخطوة الثالثة والمتعلقة بتحليل البيانات وفي مثل هذه الحالة فاننا نستخدم اختبار (ز) وبالتالي نطبق المعادلة (1:9) وذلك على النحو الآتي:

$$ز = \frac{85 - 83}{\frac{6}{\sqrt{50}}}$$

$$= 2.353$$

4- القرار:

بما ان (ز) المحسوبة والتي تساوي (-2.353) اقل من (ز) الحرجة المستخرجة من الجدول والتي تساوي -1.96، فاننا نرفض الفرضية الصفرية ونقول ان هناك فرقاً ذي دلالة بين متوسط العينة ومتوسط المجتمع وهذا الفرق لصالح متوسط المجتمع لانه أعلى.

والسؤال المطروح ماذا لو اردنا ان نقدر متوسط المجتمع ضمن فترة. وحتى نقدر متوسط المجتمع ضمن ما يسمى فترة الثقة فاننا نستخدم المعادلة الآتية:

المعادلة (2:9):

فترة الثقة = م ± ز $_{\frac{\alpha}{2}}$ $\frac{ع}{\sqrt{ن}}$

$$CI = \overline{X} \pm Z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

وبالرجوع الى البيانات السابقة الواردة في المثال وبتطبيق المعادلة (2:9) فإن:

فترة الثقة = 83 ± 1.96 x 0.85

= 83 ± 1.666

= 81.334 - 84.666

اي اننا واثقين 95% بان متوسط المجتمع سوف يقع بين 81.334 و 84.666. وبما ان متوسط المجتمع والذي يساوي 85 لم يقع بين هاتين القيمتين، فاننا نرفض الفرضية الصفرية وهذا يتسق مع ما تمت الاشارة اليه في القرار السابق.

2:2:9 اختبار (ت) لفحص الفرضيات المتعلقة بمتوسط واحد (عينة ذات حجم قليل)

لقد اشرنا سابقاً الى الشروط او الافتراضات الواجب تحققها قبل استخدام اختبار (ز) اما اذا لم تتوفر الشروط السابقة فان الاختبار الذي يستخدم وخاصة عندما يكون حجم العينة اقل من (30) فهو اختبار ت (Student't).

اما بالنسبة للحالات التي يستخدم فيها اختبار (ت) فتتمثل بالآتي:

1- عندما يكون الانحراف المعياري للمجتمع غير معروف، و

2- حجم العينة اقل من 120 و

3- اقتراض ان المجتمع يتصف بالسواء.

اما بالنسبة للمعادلة التي تستخدم في مثل هذه الحالة فهي على النحو الآتي:

المعادلة (3:9)

$$ت = \frac{م - مـ}{\frac{ع}{\sqrt{ن}}}$$

$$t = \frac{X - \mu}{\frac{S}{\sqrt{N}}}$$

اذ ان ع = الانحراف المعياري للعينة.

ان توزيع (ت) ليس كالتوزيع السوي من حيث ان التوزيع السوي هو توزيع واحد اما بالنسبة لتوزيع (ت) فهو عبارة عن عدة توزيعات. وشكل اي توزيع من هذه التوزيعات يعتمد على حجم العينة او بدرجة ادق على درجات الحرية والتي هي عبارة عن (ن - 1) في حالة العينة الواحدة، وعندما تكون درجات الحرية ما لا نهاية فان توزيع (ت) هو نفسه توزيع (ز).

ان درجات الحرية تشير الى حرية البيانات لان تختلف او تتغير، اي ان درجات الحرية مساوٍ لعدد المشاهدات التي لها حرية التغيير.

مثال (2:9): على فرض ان المتوسط العام لاداء طلبة الجامعة في مهارات الحاسوب يساوي (75) ويعتقد احد مدرسي الحاسوب ان اداء طلبة شعبته يختلف عن المتوسط العام لاداء طلبة الجامعة في هذه المادة، لذلك اختار عينة من طلبة شعبته تساوي (25) وحسب متوسط اداء العينة المكونة من (25)، فوجد ان متوسط اداءهم يساوي (80) بانحراف معياري يساوي (10). افحص الفرضية الصفرية مستخدماً ($\alpha = 0.05$).

الحل:

1- وضع الفرضيات:

ان الفرضية الصفرية في المثال السابق هي:

مـ = 75 $\qquad\qquad$ $H_o: \mu = 75$

والفرضية البديلة هي:

مـ ≠ 75 $\qquad\qquad$ $H_a: \mu \neq 75$

2- محك رفض الفرضية الصفرية:

قبل تحديد المحك لرفض الفرضية الصفرية فانه لا بد من تقدير الاحصائي المستخدم، ان الاحصائي المستخدم في مثل هذه الحالة هو اختبار (ت) لعينة واحدة وذلك لان:

1- الانحراف المعياري للمجتمع غير معروف.

2- حجم العينة اقل من (120).

وعلى فرض ان المجتمع الذي سحبت منه العينة يتصف بالسواء فان الاختبار (ت) هو الذي يستخدم.

ان ايجاد قيمة (ت) الحرجة يتطلب معرفة ما يلي:

1- درجات الحرية وفي المثال السابق فان درجات الحرية تساوي (ن – 1) وتساوي (25-1)، وتساوي (24).

2- قيمة (α)، وفي المثال السابق فان قيمة(α) المطلوبة تساوي (0.05)، وبما ان الفرضية البديلة عديمة الاتجاه او غير متجهة فإننا نذهب للملحق (3) ونقرأ القيمة المقابلة لدرجات حرية (24) و $\alpha = 0.05$) عند اختبار ذو النهايتين (two- tailed test)

وبالرجوع الى المثال السابق فان قيمة (ت) الحرجة بدرجات حرية 24 و $\alpha = 0.05$) من جدول توزيع (ت) الموجود في الملحق (3) تساوي ± 2.064.

3- حساب قيمة الاحصائي:

لايجاد قيمة (ت) المحسوبة فاننا نلجأ الى المعادلة (3:9) وبالتالي فان قيمة (ت) هي على النحو الآتي:

$$ت = \frac{75 - 80}{\frac{10}{\sqrt{25}}}$$

$$= \frac{5}{\frac{10}{5}}$$

$$= 2.5$$

4- القرار:

بما ان قيمة (ت) المحسوبة والمساوية لـ (2.5) اكبر من قيمة (ت) الحرجة والتي تساوي 2.064. فاننا نرفض الفرضية الصفرية، ونقول ان هناك فرقا ذا دلالة عند مستوى ($\alpha = 0.05$) بين متوسط اداء طلبة شعبة مهارات الحاسوب ومتوسط اداء طلبة الجامعة في المادة نفسها وهذا الفرق لصالح طلبة الشعبة.

والسؤال المطروح هنا ايضا ماذا لو اردنا ان نقدر متوسط المجتمع ضمن فترة تقدير أو متوسط المجتمع ضمن ما يسمى فترة الثقة في حالة استخدام اختبار (ت) فاننا نستخدم المعادلة الآتية:

المعادلة (4:9)

فترة الثقة = م ± (ت $\frac{\alpha}{2}$ درجات الحرية) $\frac{ع}{\sqrt{ن}}$

$$CI = X_{\alpha/2} \pm t\ df\ \frac{S}{\sqrt{N}}$$

وبتطبيق المعادلة (4:9)على البيانات الواردة في المثال السابق، فان فترة الثقة تساوي:

فترة الثقة = $80 \pm 2.064 \frac{10}{\sqrt{25}}$

$= 80 \pm 2.064 \times 2$

$= 75.872 - 84.128$

اي اننا واثقين 95% بان متوسط المجتمع يقع ما بين 75.872 و 84.128.

وبما ان متوسط المجتمع لا يقع ضمن هذه الفترة اذاً نرفض الفرضية الصفرية.

3:9 اختبار الفرضيات التي تحتوي على عينتين او مجموعتين

اذا اراد الباحث ان يقارن بين متوسط التحصيل في الرياضيات عند المجموعة التي تعرضت لطريقة التعليم المبرمج ومتوسط التحصيل في الرياضيات عند المجموعة التي تعرضت لطريقة المحاضرة، فان الباحث هنا قد يستخدم اختبارات احصائية تتعلق بايجاد الفرق بين متوسطي مجموعتين.

ان الاختبارات التي قد تستخدم في مثل هذه الحالة على سبيل المثال لا الحصر وخاصة في حالة الاختبارات العلمية هي الآتي:

1- اختبار (ز) لفحص الفرضيات المتعلقة بعينتين.

2- اختبار (ت) لفحص الفرضيات المتعلقة بعينتين.

1:3:9 اختبار (ز) لفحص الفرضيات المتعلقة بعينتين

ان استخدام اختبار (ز) يتطلب تحقيق العديد من الافتراضات وذلك كما هو الحال في حالة العينة الواحدة وكما اشرنا سابقاً.

ان الافتراضات التي يجب تحقيقها في حالة اختبار (ز) لعينتين هي على النحو الآتي:

1- الانحراف المعياري للمجتمع الاول والمجتمع الثاني معروف، و

2- ان المجتمعين يتصفان بالسواء.

3- اذا كان الانحراف المعياري للمجتمعين معروف ولكن لا يتصف المجتمعان بالسواء فان حجم العينة الاولى يجب ان يكون اكبر من 30 وحجم العينة الثاني اكبر من 30 أيضاً.

4- اذا كان الانحراف المعياري للمجتمعين غير معروف وكان حجم العينة الاولى أكثر من 120 وحجم العينة الثانية أكثر من 120.

واذا تم تحقيق الافتراضات السابقة فان المعادلة التي تستخدم في مثل هذه الحالة هي:

المعادلة (5:9)

$$ز = \frac{م_1 - م_2}{\sqrt{\frac{ع_1^2}{ن_1} + \frac{ع_2^2}{ن_2}}}$$

$$Z = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}}$$

مثال (3:9): اراد باحث ان يقارن بين طريقة التعليم المبرمج وطريقة المحاضرة من حيث تأثيرهما على تحصيل الطلبة في الرياضيات فاختار عينة مؤلفة من 72 طالباً قام بتوزيعهم بشكل عشوائي وبالتساوي الى مجموعتين وبعد ان عرض احداهما لطريقة التعليم المبرمج والمجموعة الاخرى لطريقة المحاضرة، طبق عليهما اختباراً تحصيلياً في الرياضيات، وحصل على البيانات الآتية (هذا مع العلم بأن الانحراف المعياري للمجتمعين يساوي 10).

$م_1 = 85$ $\qquad$ $م_2 = 80$

افحص الفرضية الصفرية مستخدماً ($\alpha = 0.05$)

الحل:

1- وضع الفرضيات:

ان الفرضية الصفرية في المثال السابق هي:

$م_1 = م_2$ $\qquad$ $H_o: \mu_1 = \mu_2$

والفرضية البديلة هي:

$م_1 \neq م_2$ $\qquad$ $H_a: \mu_1 \neq \mu_2$

2- محك رفض الفرضية الصفرية:

كما اشرنا سابقاً فان تحديد المحك لرفض الفرضية الصفرية يتطلب معرفة الاحصائي المستخدم. والاحصائي المستخدم في مثل هذه الحالة هو اختبار (ز) لعينتين وذلك لان:

1- الانحراف المعياري للمجتمعين معروف.

2- افتراض ان المجتمعين واللذين تم سحب العينات منهما يتصفان بالسواء.

وبما ان اختبار (ز) هو الذي سوف يستخدم فاننا نجد قيمة (ز) الحرجة من جدول التوزيع السوي والموجود في الملحق (1:2) وعند مستوى ($\alpha = \frac{0.05}{2}$ =0.025).

والسبب في قسمة (α) على (2) لان الفرضية البديلة عديمة الاتجاه. فقيمة (ز) الحرجة من الجدول تساوي ± 1.96 في هذه الحالة.

3- حساب قيمة الاختبار الاحصائي:

بعد وضع الفرضيات وتحديد الاختبار الاحصائي والقيمة الحرجة فاننا نأتي الى الخطوة الثالثة المتعلقة بتحليل البيانات وفي مثل هذه الحالة وكما اشرنا فاننا نستخدم اختبار (ز) وبالتالي تطبق المعادلة (5:9) على النحو الآتي:

$$ز = \frac{80 - 85}{\sqrt{\frac{100}{36} + \frac{100}{36}}}$$

$$= \frac{5}{2.36}$$

$$= 2.12$$

4- **القرار:** بما ان قيمة (ز) المحسوبة تساوي (+2.12) وهي اكبر من قيمة (ز) الحرجة (+1.96)، فاننا نرفض الفرضية الصفرية ونقول ان هناك فرقاً ذا دلالة احصائية عند مستوى ($\alpha = 0.05$) بين متوسط اداء الطلبة الذين تعرضوا لطريقة التعليم المبرمج ومتوسط اداء الطلبة الذين تعرضوا لطريقة الحاضرة.

والسؤال المطروح ماذا لو اردنا ان نقدر متوسط الفرق بين مجتمعين ضمن فترة.

لتقدير فترة الثقة بالنسبة لعينتين باستخدام اختبار (ز) فاننا نستخدم المعادلة التالية:

المعادلة (6:9)

$$م_1 - م_2 \pm ز_{\alpha/2} \sqrt{\frac{ع_1^2}{ن_1} + \frac{ع_2^2}{ن_2}}$$

$$X_1 - X_2 \pm Z_{\alpha/2}\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1}+\frac{\sigma_2^2}{n_2}}$$

وبالرجوع الى البيانات السابقة والواردة في المثال (3:9) فان:

$$\text{فترة الثقة} = 85 - 80 \pm 1.96 \sqrt{\frac{100}{36} + \frac{100}{36}}$$

$$= 5 \pm 1.96 - 2.36$$

$$= 5 \pm 4.63$$

$$= 0.37 - 9.63$$

اي اننا واثقين 95% من ان فترة الثقة والتي تتراوح ما بين 0.37 و 9.63 سوف تحتوي على القيمة الحقيقية للفرق بين مـ1 و مـ2 (متوسطي المجتمعين).

2:3:9 اختبار (ت) لفحص الفرضيات المتعلقة بعينتين

هناك العديد من الاسئلة التي بحاجة الى اجابة قبل استخدام اختبار (ت)، وهذه الاسئلة تتمثل بالآتي:

1- هل تباين المجتمع الاول وتباين المجتمع الثاني معروف؟ اذا كانت الاجابة لا، فان السؤال الثاني الذي يطرح هو:

2- هل حجم العينة الاولى اكبر من 120 وحجم العينة الثانية اكبر من 120؟ اذا كانت الاجابة لا، يطرح السؤال الثالث.

3- هل تباين المجتمع الاول والمقدر من العينة الاولى مساوٍ لتباين المجتمع الثاني والمقدر من العينة الثانية؟ اذا كانت الاجابة نعم يتم استخدام اختبار (ت) للتجانس في التباين، اما اذا كانت الاجابة لا فانه يستخدم اختبار (ت) لعدم التجانس في التباين.

هناك العديد من الافتراضات التي يقوم عليها استخدام اختبار (ت) للعينات المستقلة منها:

1- ان العينتين تم اختيارهما بشكل عشوائي من المجتمع الخاص بكل عينة.

2- ان المجتمعين يتصفان بالسواء.

3- الملاحظات او البيانات ضمن كل عينة مستقلة عن بعضها البعض.

4- العينات تم توزيعها بشكل عشوائي الى المجموعتين.

5- تباين المجتمع الاول يساوي تباين المجتمع الثاني.

ان الافتراضات السابقة ما عدا الافتراض رقم (5) يمكن التأكد من تحققها من خلال

الاجراءات التي يقوم بها الباحث، اما الافتراض الخامس فيمكن التأكد منه من خلال استخدام اختبارات فحص التجانس وهي عديدة وسنكتفي هنا بالاشارة الى اختبار F_{max} لفحص التجانس في التباين.

ان فحص التجانس في التباين يمكن ان يتم من خلال استخدام المعادلة الآتية:

المعادلة (5:9)

ف$_{max}$ = التباين الاكبر / التباين الاصغر

$$F_{max} = \frac{\sigma^2_{largest}}{\sigma^2_{smallest}}$$

فاذا كان تباين المجتمع الاول يساوي 100 وتباين المجتمع الثاني يساوي 64 وعدد افراد العينة الاولى يساوي 26 وعدد افراد العينة الثانية يساوي 25 فان:

ف$_{max}$ = $\frac{100}{64}$

= 1.56

ان قيمة ف$_{max}$ المحسوبة يتم مقارنتها مع ف$_{max}$ الحرجة من جدول ف$_{max}$ الموجودة في (الملحق) وذلك باستخدام درجات حرية البسط وفي مثل هذه الحالة تساوي (26-1) اي 25، ودرجات حرية المقام وفي مثل هذه الحالة تساوي (25-1) اي 24، كذلك يتطلب استخدام الجدول لمعرفة α، وعلى فرض ان ($\alpha = 0.01$) فان قيمة ف$_{max}$ الحرجة تساوي 5.05 من الجدول ، وبما ان قيمة ف$_{max}$ المحسوبة والمساوية (1.56) اقل من ف$_{max}$ الحرجة فاننا نفشل في رفض الفرضية الصفرية ونقول ان تباين المجتمع الاول يساوي تباين المجتمع الثاني اي ان $\sigma^2_1 = \sigma^2_2$

وهنا نستطيع ان نستخدم (ت) للتجانس في التباين.

ان اختبارات (ت) الذي يستخدم في حالة كون العينتين مستقلتين يمكن حسابه من خلال استخدام المعادلة الآتية:

المعادلة (6:9)

ت = (م1 − م2) / √(ع^2 لتباين العينتين ($\frac{1}{ن1} + \frac{1}{ن2}$))

$$t = \frac{X_1 - X_2}{\sqrt{\sigma^2_{pooled}\left(\frac{1}{n_1}+\frac{1}{n_2}\right)}}$$

ان $ع^2_{لتباين العينتين}$ هو عبارة عن المتوسط الموزون لتباين العينتين (pooled Variance Es-timated) وهذا التباين يتم حسابه باستخدام المعادلة (7:9).

المعادلة (7:9)

$$ع^2_{للتباين العينتين} = \frac{(ن_1 - 1)\ ع^2_1 + (ن_2 - 1)\ ع^2_2}{(ن_1 - 1) + (ن_2 - 1)}$$

$$\delta^2_{spooled} = \frac{(n_1 - 1)\ \delta_1{}^2 + (n_2 - 1)\ \delta_2{}^2}{(n_1 - 1) + (n_2 - 1)}$$

حيث ان $ع^2_1$ = تباين المجتمع الاول والمقدر من العينة الاولى.

$ع^2_2$ = تباين المجتمع الثاني والمقدر من العينة الثانية.

$ن_1$ = عدد افراد العينة الاولى.

$ن_2$ = عدد افراد العينة الثانية.

مثال (4:9): على فرض ان احد الباحثين اراد ان يدرس اثر طريقة الحاسوب وطريقة النقاش على التحصيل في اللغة الانجليزية عند عينة من طلبة الصف الثامن فاختار عينة عشوائية من (50) طالباً قام بتوزيعهم عشوائياً الى الطريقتين بالتساوي، اي بمعدل (25) طالباً لكل مجموعة، وبعد ان تم تعريض كل مجموعة لطريقة من الطرق، طبق عليهما اختباراً تحصيلياً في اللغة الانجليزية، وحصل على البيانات الآتية:

$م_1 = 75$ $\qquad$ $م_2 = 70$

$ع_1 = 8$ $\qquad$ $ع_2 = 6$

المطلوب: افحص الفرضية الصفرية عند مستوى ($\alpha = 0.05$). مقابل الفرضية البديلة

الحل:

1- وضع الفرضيات:

ان الفرضية الصفرية في المثال السابق هي على النحو الآتي:

$م_1 = م_2$ $\qquad$ $Ho: \mu_1 = \mu_2$

والفرضية البديلة هي: غير متجهه في هذا المثال

$م_1 \neq م_2$ $\qquad$ $Ha: \mu_1 \neq \mu_2$

2- محك رفض الفرضية الصفرية أو القيمة الحرجه: (Critical Value)

ان تحديد محك رفض الفرضية الصفرية يتطلب معرفة الاحصائي المستخدم، والاحصائي المستخدم في مثل هذه الحالة هو اختبار (ت) لعينتين مستقلتين وذلك لان التباين للمجتمعين غير معروف وحجم العينة الاول اقل من 120 وكذلك حجم العينة الثاني وللاجابة عن السؤال هل تباين المجتمع الاول والمقدر من العينة الاولى يساوي تباين المجتمع الثاني والمقدر من العينة الثانية، فاننا بحاجة الى استخدام المعادلة (5:9) لفحص التجانس في التباين، وبالرجوع الى البيانات الواردة في المثال فان:

$$ف_{max} = \frac{64}{36}$$

$$= 1.77$$

وباستخدام جدول F_{max} الوارد في (الملحق) وعند درجات حرية بسط (24) ومقام (24) و (α =0.01) فان $ف_{max}$ الحرجة تساوي 5.05. وبما ان قيمة $ف_{max}$ المحسوبة تساوي 1.77 اقل من $ف_{max}$ الحرجة فاننا نفشل في رفض الفرضية الصفرية ونقول ان هناك تجانس في التباين. وبالتالي نستخدم (ت) للتجانس في التباين، بعد ذلك نجد قيمة (ت) الحرجة من جدول (ت) وبدرجات حرية ($ن_1$ - 1) + ($ن_2$ - 1)، وفي هذا السؤال فان درجات الحرية تساوي (48) وباستخدام (α = 0.05)، عند اختيار ذو النهايتين (two-tailed) لأن الفرضية البديلة غير متجهه، ان هذه القيمة تساوي (± 2.015). اي ان اذا كانت قيمة (ت) المحسوبة من المعادلة تساوي او اكبر من (= 2.015) او تساوي او اقل من - 2.015 فاننا نرفض الفرضية الصفرية ونقول ان هناك فرقاً ذا دلالة احصائية عن مستوى (α = 0.05) بين متوسطي العينتين.

3- حساب قيمة الاختبار الاحصائي:

كما اشرنا سابقاً فان الاختبار الاحصائي الذي يستخدم هو اختبار (ت) لعينتين مستقلتين، وبتطبيق المعادلة (6:9) على البيانات الواردة في المثال (4:9) فان:

$$ت = \frac{70 - 75}{\sqrt{ع_p^2 \left(\frac{1}{25} + \frac{1}{25}\right)}}$$

$$ع_p^2 = \frac{36\ (1 - 25) + 64\ (1 - 25)}{(1-25) + (1-25)}$$

$$= \frac{864 + 1536}{48}$$

$$= \frac{2400}{48}$$

$$= 50$$

اذاً $ت = \frac{5}{\sqrt{50\left(\frac{1}{25} + \frac{1}{25}\right)}}$

$$ت = \frac{5}{2}$$

$$= 2.5$$

4- القرار: بما ان قيمة (ت) المحسوبة والمساوية لـ +2.5 اكبر من قيمة (ت) الحرجة والمساوية لـ 2.015 فاننا نرفض الفرضية الصفرية ونقول ان هناك فرقاً ذا دلالة احصائية بين متوسط التحصيل في اللغة الانجليزية عند الطلبة الذين تعرضوا لطريقة الحاسوب ومتوسط التحصيل في اللغة الانجليزية عند الطلبة الذين تعرضوا لطريقة المناقشة وهذا الفرق لصالح الذين تعرضوا لطريقة الحاسوب لان متوسط تحصيلهم اعلى.

والسؤال المطروح ماذا لو اردنا ان نقدر متوسط الفرق بين المجتمعين ضمن فترة. لتقدير فترة الثقة بالنسبة لعينتين باستخدام اختبار (ت) فاننا نستخدم المعادلة الآتية:

المعادلة (8:9)

فترة الثقة = $م_1 - م_2 \pm (ت_{\alpha/2}$ درجات الحرية) $\sqrt{ع^2_{\text{لتباين العينتين}} \left(\frac{1}{ن_1} + \frac{1}{ن_2}\right)}$

$$CI = X_1 - X_2 \pm t_{\alpha/2}\, df. \sqrt{S^2_{pooled}\left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right)}$$

وبالرجوع الى البيانات الواردة في المثال (4:9) فان:

فترة الثقة = $75 - 70 \pm 2.015 \sqrt{50\left(\frac{1}{25} + \frac{1}{25}\right)}$

$$= 5 \pm 2.015 \times 2$$

$$= 5 \pm 4.03$$

$$= 0.97 ___ 9.03$$

اي اننا واثقين 95% بان فترة الثقة والتي تتراوح ما بين 0.97 و 9.03 سوف تحتوي على القيمة الحقيقية للفرق بين متوسطي المجتمعين.

ان اختبار (ت) السابق يستخدم عندما يكون هناك تجانس في التباين اما اذا لم يكن هناك تجانس في التباين فاننا سنستخدم اختبار (ت) لعدم التجانس وذلك باستخدام المعادلة الآتية:

المعادلة (8:9):

$$ت' = \frac{م_1 - م_2}{\sqrt{\frac{ع_1^2}{ن_1} + \frac{ع_2^2}{ن_2}}}$$

$$t' = \frac{x_1 - x_2}{\sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}}$$

اما بالنسبة لدرجات الحرية فاننا نستخرج درجات الحرية من خلال استخدام المعادلة الآتية:

المعادلة (9:9)

$$\text{درجات الحرية} = \frac{\left[\frac{ع_1^2}{ن_1} + \frac{ع_2^2}{ن_2}\right]^2}{\frac{\left(\frac{ع_1^2}{ن_1}\right)^2}{ن - 1} + \frac{\left(\frac{ع_2^2}{ن_2}\right)^2}{ن_2 - 1}}$$

$$df' = \frac{\left(\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}\right)^2}{\frac{\left(\frac{s_1^2}{n_1}\right)^2}{n1 - 1} + \frac{\left(\frac{s_2^2}{n_2}\right)^2}{n_2 - 1}}$$

4:9 فحص الفرضيات المتعلقة بالعينات المترابطة او المجموعات المترابطة

لقد اشرنا سابقا الى اختبار (ت) للعينات المستقلة، وتسمى العينات عينات مستقلة اذا كان اختيار الفرد في المجموعة الاولى لن يؤثر على اختيار الفرد في المجموعة المقابلة، اي ان اختيار الفرد في المجموعة الثانية لا يعتمد على اختيار الفرد في المجموعة الاولى، ولكن هناك حالات تتطلب استخدام عينات مترابطة وخاصة عندما نريد ضبط تأثير العوامل الخارجية، وبالتالي فانه يتم اختيار الافراد على شكل ازواج متناظرة حتى نستطيع ان نعزي الفرق بين المجموعتين الى المتغير المستقل وليس الى اي شيء اخر.

ان توفر العينات المعتمدة (Correlated Groups) يكون في الحالات الآتية:

1- ملاحظة كل فرد في الظرف التجريبي والضابط، اي الحصول على ما يسمى بالقياسات المتكررة (Repeated Measures).

2- مزاوجة كل فرد في الظرف التجريبي مع كل فرد بالظرف الضابط (Subject Match-ing) تبعاً لأحد المتغيرات.

3- الحصول على مجموعات من التوائم المتطابقة والعمل على تخصيص احدهما بشكل عشوائي الى المجموعة التجريبية والاخرى الى المجموعة الضابطة.

4- الحصول على ازواج من المفحوصين متكافئين من مثل ازواج وزوجات او شركاء في مهنة ما.

ان اختبار (ت) للعينات المعتمدة او المترابطة يمكن حسابه من خلال استخدام المعادلة الآتية:

المعادلة (9:9)

$$ت = \frac{\bar{د}}{\frac{ع_د}{\sqrt{ن}}} \qquad t = \frac{\bar{D}}{\frac{Sd}{\sqrt{n}}}$$

اذ ان $\bar{د}$ = متوسط الفرق بين الاختبار القبلي والاختبار البعدي

ع د = الانحراف المعياري للفرق

ن = حجم العينة

اما بالنسبة لدرجات الحرية في حالة المجموعات المترابطة فانها تساوي (عدد الازواج -1).

مثال (5:9): اراد باحث ان يدرس تأثير معالجة معينة على تحسين الاداء عند مجموعة من الافراد يعانون من ضعف في مهارات الحاسوب. فاختار عينة مؤلفة من (10) افراد وطبق عليهم اختباراً قبلياً قبل تعريضهم للبرنامج (المعالجة)، ثم طبق عليهم اختبار بعديا بعد المعالجة، وقد حصل الباحث على البيانات الآتية:

الافراد	علامات الاختبار القبلي	علامات الاختبار البعدي	د	$د^2$
1	5	8	3+	9
2	4	6	2+	4
3	6	8	2+	4
4	3	5	2+	4
5	5	7	2+	4
6	6	6	0	0
7	2	4	2+	4
8	5	6	1+	1
9	6	8	2+	4
10	7	7	0	0
			16	34

الحل:

1- **وضع الفرضية:**

ان الفرضية الصفرية في حالة المثال السابق هي على النحو الآتي:

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 = zero$$

م1 = م2

اما الفرضية البديلة فهي على النحو الآتي: لأنها بديله عديمة الاتجاه

$$H_a: \mu_1 - \mu_2 \neq zero$$

م1 - م2 ≠ صفر

2- **تحديد محك رفض الفرضية الصفرية:**

قبل ان نحدد محك رفض الفرضية الصفرية. لا بد من تقرير الاحصائي المستخدم، ان الاحصائي المستخدم هو عبارة عن اختبار (ت) للعينات المترابطة وذلك لان الباحث تعامل مع مجموعة واحدة طبق عليها اختباراً قبلياً ثم طبق عليها بعد المعالجة اختبار بعديا اي ان المجموعة هي نفسها.

اما بالنسبة لقيمة (ت) الحرجة فاننا نجد هذه القيمة باستخدام درجات حرية (10-1) اي (9) و ($\alpha = 0.05$) ، والفرضية البديلة غير متجهة.

وبالرجوع الى جدول توزيع (ت) فان قيمة (ت) الحرجة بدرجات حرية (9) و ($\alpha = 0.05$) تساوي ±2.262، اي اننا نرفض الفرضية الصفرية اذ كانت قيمة (ت) المحسوبة تساوي او اكبر من 2,262 او تساوي او اقل من -2.262.

3- **ايجاد قيمة الاختبار الاحصائي:**

من اجل ايجاد قيمة (ت) للعينات المترابطة والبيانات الواردة في المثال (5:9) فاننا بحاجة اولا لايجاد الآتي:

أ - الانحراف المعياري (ع د) = $\sqrt{\dfrac{\text{مجـ د}^2 - \dfrac{(\text{مجـ د})^2}{\text{ن}}}{\text{ن} - 1}}$

$$= \sqrt{\frac{34 - \frac{16 \times 16}{10}}{9}}$$

$$= \sqrt{0.933}$$

$$= 0.966$$

ب - دَ = $\frac{\text{مجـ د}}{\text{ن}}$

$= \frac{16}{10}$

$= 1.6$

وبتطبيق المعادلة (9:9) إن:

ت = $\frac{1.6}{\frac{0.966}{\sqrt{10}}}$

$= 5.16$

4- القرار: وبما ان قيمة (ت) المحسوبة والمساوية لـ 5.16 اعلى من قيمة (ت) الحرجة والمساوية لـ 2.262، فاننا نرفض الفرضية الصفرية. ونقول ان هناك اثراً ذا دلالة عند مستوى ($\alpha = 0.5$) للمعالجة ولايجاد فترة الثقة بالنسبة للعينات المعتمدة فاننا نلجأ الى المعادلة الآتية:

المعادلة (10:9)

فترة الثقة = دَ ± (ت$_{a/2}$ درجات الحرية) × $\frac{\text{ع د}}{\text{ن}}$

$$CI = D` \pm t_{\alpha/2}\ df.\ \frac{S_D}{\sqrt{n}}$$

وبتطبيق هذه المعادلة على البيانات الواردة في المثال (5:9) فان:

فترة الثقة = $1.6 \pm 2.262 \times \frac{0.966}{\sqrt{10}}$

$= 1.6 \pm 2.262 \times 0.31$

$= 1.6 \pm 0.70$

$= 1.29 - 2.3$

اي انني واثقين 95% بأن فترة الثقة والتي تتراوح ما بين 1.29 و 2.3 سوف تحتوي على القيمة الحقيقية للفرق بين متوسطي الاختبار القبلي والاختبار البعدي في المجتمع.

5:9 استخدام برنامج الرزم الاحصائية للعلوم الاجتماعية (SPSS) لفحص الفرضيات المتعلقة بالعينات

1- فحص الفرضيات المتعلقة بعينتين باستخدام اختبار (ت) لعدم التجانس في التباين:

مثال: على فرض ان احد الباحثين اراد ان يدرس اثر طريقتين (أ ، ب) في التعليم على التحصيل عند عينة من الطلبة الذين يعانون من مشكلات تحصيلية في القراءة، فاختار الباحث عينة مؤلفة من (20) طالباً قام بتوزيعهم بشكل عشوائي الى مجموعتين (بمعدل 10 افراد لكل مجموعة) ثم عرّض المجموعة الاولى للطريقة (أ)، وعرّض المجموعة الثانية للطريقة (ب)، وبعد ذلك طبق عليهما اختباراً تحصيلياً في القراءة، وحصل على البيانات الآتية (العلامة القصوى من 30).

المجموعة الاولى (طريقة (أ)	المجموعة الثالثة (طريقة (ب)
06	12
05	13
06	05
04	10
04	18
07	23
04	06
05	04
05	28
07	30

- باستخدام برنامج الرزم الاحصائية للعلوم الاجتماعية اختير الفرضية الصفرية المتعلقة بالقضية السابقة عند مستوى دلالة ($\alpha = 0.05$).

ان الاختبار الاحصائي الذي يستخدم في مثل هذه الحالة هو اختبار (ت) وذلك بعد ان يتم ادخال البيانات الواردة في المثال، وبالرجوع الى برنامج (SPSS) وتحليل البيانات تظهر النتائج الواردة في الجداول .

T. Test

Group Statistics

	GROUP	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
ACH	method1	10	5.3000	1.15955	.3667
	method2	10	14.9000	2.9943	2.9943

Independent Samples Test

	Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
								95% Confidence Interval of the Difference	
	F	Sig	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std.Error Difference	Lower	Upper
ACH Equal variances assumed	22.822	.000	-3.182	18	-3.182	-9.6000	-9.6000	-15.9377	-3.2623
Equal variances not as sumed			-3.182	9.270	-3.182	-9.6000	-9.6000	-16.3939	-28061

وبالنظر الى الجدول السابق فاننا نجد الآتي:

1- يشير اختبار ليفين لفحص التجانس في التباين ان قيمة ف F تساوي 22.822 وهذه القيمة ذات دلالة عند مستوى (α = ,00) ، وهذا يعني ان هناك عدم تجانس في التباين لذلك فان اختبار (ت) الذي يستخدم هو اختبار (ت) لعدم التجانس.

2- بالنظر الى نتائج الاختبار فان قيمة ت تساوي - 3.182 بدرجات حرية (df) تساوي 9.27 ، وقيمة (ت) ذات دلالة عند مستوى (α = 0.01) اي ان هناك فروقاً ذات دلالة احصائية عند مستوى (α = ,05) بين المجموعتين.

3- بالنظر الى المتوسطات الواردة في الجدول فان متوسط المجموعة الاولى يساوي 5.30 بينما متوسط المجموعة الثانية يساوي 14.9، اي ان الفرق لصالح المجموعة الثانية التي اخذت الطريقة (ب).

2- فحص الفرضيات المتعلقة بعينتين باستخدام اختبار (ت) للتجانس في التباين

مثال: يعتقد احد الباحثين ان هناك فروقاً بين الجنسين في القدرة الرياضية، لذلك اختار الباحث عينة من الذكور مؤلفة من (10)، وعينة من الاناث مؤلفة من (10)، وطبق عليهما اختبار في القدرة الرياضية، وحصل على البيانات الآتية:

نتائج اختبار القدرة الرياضية وفقاً لمتغيرات الجنس

ذكور	اناث
95	97
94	92
86	90
78	73
88	94
82	86
77	85
90	96
94	93
68	70

- باستخدام الرزم الاحصائية للعلوم الاجتماعية (SPSS)، اختبر الفرضية الصفرية المتعلقة بالقصية السابقة عند مستوى الدلالة ($\alpha = 0.05$).

ان الاختبار الاحصائي الذي يستخدم في مثل هذه الحالة هو اختبار (ت) وذلك بعد ان يتم ادخال البيانات الواردة في المثال، وبالرجوع الى برنامج (SPSS) وتحليل البيانات تظهر النتائج الواردة في الجداول المبين ادناه.

T. Test

Group Statistics

	GENDER	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
ACH	male	10	85.2000	8.8669	2.8040
	female	10	87.6000	9.3476	2.9560

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
									95% Confidence Interval of the Difference	
		F	Sig	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std.Error Difference	Lower	Upper
ACH	Equal variances assumed	.003	.958	-.589	18	.563	-2.4000	4.0743	-10.9598	6.1598
	Equal variances not as sumed			-.589	17.950	.563	-2.4000	4.0743	-10.9615	6.1615

وبالنظر الى الجداول السابق فاننا نجد الآتي:

1- يشير اختبار ليفين لفحص التجانس في التباين ان قيمة ف F تساوي 0.003 وهذه القيمة ليست ذات دلالة عند مستوى ($\alpha = 0.05$) ، وهذا يعني ان هناك تجانس في التباين لذلك فان اختبار (ت) الذي يستخدم هو اختبار (ت) للتجانس.

2- بالنظر الى نتائج الاختبار فان قيمة (ت) تساوي - 0.985 بدرجات حرية (df) تساوي 18، وقيمة (ت) هذه ليست ذات دلالة عند مستوى ($\alpha = 0.05$) اذ بلغ الاحتمال المرتبط بقيمة ت 0.563. اي انه لا يوجد فرق ذا دلالة عند مستوى ($\alpha = 0.05$) بين الذكور والاناث في القدرة الرياضية.

3- فحص الفرضيات المتعلقة بالعينات المترابطة

مثال: على فرض ان المتوسط العام لاداء طلبة الصف الخامس في مادة مهارات الحاسوب في منطقة ما يساوي (70)، يعتقد احد مدرسي مادة مهارات الحاسوب ان اداء الطلبة في مدرسته يختلف عن المتوسط العام لاداء الطلبة في المنطقة، لذلك اختار عينة عشوائية مؤلفة من (20) طالباً وطبق عليهم اختباراً في مهارات الحاسوب والذي طبق على طلاب تلك المنطقة، وحصل على البيانات الآتية:

الافراد	العلامة على الاختيار
1	80
2	70
3	80
4	85
5	79
6	76
7	77
8	80
9	90
10	85
11	82
12	83
13	75
14	72
15	70
16	65
17	66
18	67
19	72
	73

- باستخدام برنامج الرزم الاحصائية للعلوم الاجتماعية (SPSS)، اختبر الفرضية الصفرية المتعلقة بالقصية السابقة عند مستوى الدلالة ($\alpha = 0.05$).

ان الاختبار الاحصائي الذي يستخدم في مثل هذه الحالة هو اختبار ت للعينات المترابطة والمعتمدة، وبالرجوع الى برنامج (SPSS) وتحليل البيانات تظهر النتائج الواردة في الجداول المبين ادناه.

T. Test

One-Sample Statistics

	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
ACH	20	75.3500	7.7750	1.7385

One- Sample Test

	Test Value = 70					
					95% Confidence Interval of the Difference	
	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Lower	Upper
ACH	3.077	19	.006	5.3500	1.7112	8.9888

وبالنظر الى الجداول فاننا نجد الآتي:

1- قيمة (ت) تساوي 3.077 بدرجات حرية 19 وهذه القيمة اي قيمة ت ذات دلالة عند مستوى ($\alpha = 0.05$) ، لان الاحتمال المرتبط بقيمة الاحصائي (ت) تساوي(0.006) ويبلغ الفرق بين متوسط اداء طلابه واداء الطلاب في المنطقة (5.350).

2- يظهر في الجدول ايضا فترة الثقة عند مستوى 95% وهذه الفترة تتراوح ما بين 1.7112 و 8.9881.

اسئلة الفصل التاسع

س1 : يهتم مدرس مدخل الى علم النفس ما اذا كان هناك فروق في متوسط درجات الطلبة الذين درسوا المادة في الفصل الاول والذين درسوا المادة في الفصل الثاني. وفيما يلي ملخص للبيانات التي حصل عليها هذا المدرس.

	طلبة الفصل الاول	طلبة الفصل الثاني
المتوسط	84.4	84.2
عدد الافراد	150	150
التباين	11.56	11.44

أ- افحص الفرضية الصفرية مقابل الفرضية البديلة مستخدماً ($\alpha = 0.10$).

س2: يريد مدرس ان يعرف ما اذا كان الاطفال يتعلمون المفاهيم احسن مع الامثلة الايجابية لوحدها ام مع الامثلة الايجابية والسلبية. وقد تم اختيار (20) طفلاً عشوائياً وزعوا على مجموعتين. وبعد اجراء التجربة تم اختيار المجموعتين. فهل هناك فروقاً ذات دلالة احصائية بين المجموعتين استخدم ($\alpha = 0.01$) .

مجموعة الامثلة الايجابية والسلبية	مجموعة الامثلة الايجابية
14	8
8	10
7	7
10	12
12	6
6	9
15	10
11	11
9	6
8	13

أ- افحص الفرضية الصفرية مقابل الفرضية البديلة.

ب- احسب فترة الثقة للفروق بين متوسطات المجتمع (مستوى الثقة 99%).

س3: تم اجراء دراسة مسحية لاتجاهات ثمانية متزوجين نحو التدخين. وبعد استجابة الازواج والزوجات للاستبانة كانت علاماتهم على النحو التالي:

الازواج	الزوجات
16	15
20	18
10	13
15	10
8	12
19	16
14	11
15	12

أ- افحص الفرضية الصفرية مقابل الفرضية البديلة مستخدماً (α = ,05).

ب- احسب فترة الثقة للفروق بين متوسطات الازواج والزوجات (مستوى الثقة 95%).

ج- اكتب العبارة الاحتمالية للنتيجة في أ و ب.

المراجع

المراجع العربية

- ابو زينة فريد، لطفية لطفي، والخليلي خليل (1984) **الطرق الاحصائية في التربية والعلوم الانسانية، نهج حديث**، (الطبعة الثانية). عمان: دار الفرقان.
- ابو صالح، محمد صبحي، وعوض، عدنان محمد (2004) **مقدمة في الاحصاء، مبادىء وتحليل باستخدام (SPSS)**، الطبعة الاولى. عمان: دار المسيرة للنشر والتوزيع والطباعة .
- الزراد، فيصل محمد خير، ويحيى، علي محمد (1988) **الاحصاء النفسي والتربوي**، دبي، دار القلم.
- الزعبي، محمد بلال، وطلافحة، عباس (2000) النظام الاحصائي SPSS، **فهم وتحليل البيانات الاحصائية** (الطبعة الاولى)، عمان: دار وائل للنشر والتوزيع.
- زغلول، يحيى سعد (1988) **مقدمة في الاحصاء، التطبيقي**، بيروت، الدار الجامعية.
- زيتون، عايش محمود (2004) **اساسيات الاحصاء الوصفي**، عمان، دار عمار للنشر والتوزيع.
- عدس، عبد الرحمن، والمنيزل، عبدالله (2002) **مقدمة في الاحصاء التربوي** عمان: دار الفكر للطباعة والنشر والتوزيع. (الطبعة الاولى).
- عدس، عبد الرحمن عبد الرحيم (1985) **مبادىء الاحصاء التحليلي**، (الطبعة الثالثة). عمان: مكتبة الاقصى.
- علام، صلاح الدين محمود (1985) **تحليل البيانات في مجال البحوث النفسية والتربوية**، القاهرة، دار الفكر العربي.
- عودة، احمد سليمان، والخليل، خليل يوسف (1985) **الاحصاء في التربية والعلوم الانسانية**، عمان: دار الفكر.
- الكيلاني، عبدالله زيد، والشريفين، نضال كمال (2005) **مدخل الى البحث في العلوم التربوية والاجتماعية، اساسياته - مناهجه - تصاميمه - اساليبه الاحصائية**، الطبعة الاولى. عمان: دار المسيرة للنشر والتوزيع والطباعة.
- المنيزل، عبدالله (2000) **الاحصاء الاستدلالي وتطبيقاته في الحاسوب باستخدام الرزم الاحصائية (SPSS)**، الطبعة الاولى. عمان: دار وائل للطباعة والنشر .
- الهاني، مختار محمود (1984) **مقدمة في طرق التحليل الاحصائي**، بيروت: دار النهضة العربية للطباعة والنشر.

المراجع الانجليزية

- Edwards, A.L. (1985). **Multiple Regression and the Analysis of Variance and Covariance** (2nd ed.). New Yourk: W.H. Freeman and Company.

- Ferguson, G.A. (1981). **Statistical Analysis in Psychology and Education.** New Yourk: McGraw-Hill.

- Frude, N. (1990). **A Guide to SPSS/PCT.** London: Macmillan Education LD.

- Gibbons, J.D. (1976). **Nonparametric Methods for Quantitative Analysis.** Columbus, Ohio: American Sciences Press, Inc.

- Grimm, J.W., & Wozniak, P.R. (1990). **Basic Social Statistics and Quantitative Research Methods: A Computer-Assisted Introduction.** Belmont, California: Wadsworth Publishing Company.

- Guilford, J.P., & Fruchter, B. (1978). **Fundemental Statistics in Psychology and Education.** New Yourk: McGraw-Hill Book Company.

- Hays, W.L. (1988). **Statistics** (4nd ed.). New Yourk: Rinehart and Winston, Inc.

- Hinkle, D. E., & Wiersma, W., & Jurs, S.G. (2000). **Statistics for the Behaviorial Sciences.** Boston: Houghton Mifflin Company.

- Howell, D.C. (1992). **Statistical Methods for Psychology.** Belmont, California: Duxbury Press.

- Iverson, G.R., & Norpoth, H. (1976). **Analysis of Variance** Bevery Hill: Sage Publications.

- Kaplan, R. M. (1987). **Basic Statistics for the Behavioral Sciences.** Boston: Allyn and Bacon, Inc.

- Kennedy, J.J. (1978). **An Introduction to the Design and Analysis of Experiments in Education and Psychology.** Lanham: University of American, Inc.

- Kirk, R.E. (1990). **Statistics: An Introduction.** Fort Work: Holt, Rinehart & Winston.

- Kvanli, A. H. (1988). **Statistics: A Computer Integrated Approach.** New York: West Publishing Company.

- Levine, G. (1991). **A Guide to SPSS for Analysis of Variance.** New Jersey, Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Minimum, E. W., King, B. M., & Beer, G. (1993). **Statistical Reasoning in Psychology in Psychology and Education.** New York: John Wiley & Sons, Inc.
- Misanin, J. R., & Hinderliter, C.F. (1991). **Fundamentals of Statistics for Psychology Students.** New York: Harpercollins Publishers Inc.
- Norusis, M. J. (1986). **The SPSS Guide to Data Analysis.** Chicage, IL: SPSS, Inc.
- Norusis, M. J. (1988). **SPSS/PC+ Advanced Statistics V2.0.** Chicage, IL: SPSS, Inc.
- Norusis, M. J. (1988). **SPSS/PC+ Base Manual.** Chicago, IL: SPSS, Inc.
- Ott, Lyman, R. & Longnecker, Michael, (2001). **Statistical Methods and Data Analysis,** fifth Edition, Australia, Duxbury.
- Schweigert, W. A. (1994). **Research Methods and Statistics for Psychology.** Pacific Grove, California: Brooks/Cole Publishing Company.
- Shavelson, R.J. (1988). **Statistical Reasoning for the Behavioral Sciences.** (2nd ed.). Boston: Allyn and Bacon.
- Winer, B.J., Brown, D. R., & Michels, K.M. (1991). **SPSS Statistical Principles in Experimental Design.** (3rd ed.). New York: McGraw-Hill.





الملحق (١:١) جدول الأرقام العشوائية

11339	19233	50911	14209	39594	68368	97742	36252	27671	55091
96971	19968	31709	40197	16313	80020	01588	21654	50328	04577
07779	47712	33846	84716	49870	59670	46946	71716	50623	38681
71675	95993	08790	13241	71260	16558	83316	68482	10294	45137
32804	72742	16237	72550	10570	31470	92612	94917	48822	79794
14835	56263	53062	71543	67632	30337	28739	17582	40924	32434
15544	14327	07580	48813	30161	10746	96470	60680	63507	14435
92230	41243	90765	08867	08038	05038	10908	00633	21740	55450
33564	93563	10770	10595	71323	84243	09402	62877	49762	56151
84461	55618	40570	72906	30794	49144	65239	21788	38288	29180
91645	42451	83776	99246	45548	02457	74804	49536	89815	74285
78305	63797	26995	23146	56071	97081	22376	09819	56855	97424
97888	55122	65545	02904	40042	70653	24483	31258	96475	77668
67286	09001	09718	67231	54033	24185	52097	78713	95910	84400
53610	59459	89945	72102	66595	02198	26968	88467	46939	52318
52965	76189	68892	64541	02225	09603	59304	38179	75920	80486
25336	39735	25594	50557	96257	59700	27715	42432	27652	88151
73078	44371	77616	49296	55882	71507	30168	31876	28283	53424
34797	52244	38354	47800	48454	43304	14256	74281	82279	28882
47772	22798	36910	39986	34033	39868	24009	97123	59151	27583
54153	70832	37575	31898	39212	63993	05419	77565	73150	98537
93745	99871	37129	55032	94444	17884	27082	23502	06136	89476
81676	51330	58828	74199	87214	13727	80539	95037	73536	16862
79788	02193	33250	05865	53018	62394	56997	41534	01953	13763
92112	61235	68760	61201	02189	09424	24156	10368	26527	89107
87542	28171	45150	75523	66790	63963	13903	68498	02981	25219
37535	48342	48943	07719	20407	33748	93650	39356	01011	22099
95957	96668	69380	49091	90182	13205	71802	35482	27973	46814
34642	85350	53361	63940	79546	89956	96836	81313	80712	73572
50413	31008	09231	46516	61672	79954	01291	72278	55658	84893
53312	73768	59931	55182	43761	59424	79775	17772	41552	45236
16302	64092	76045	28958	21182	30050	96256	85737	86962	27067
96357	98654	01909	58799	87374	53184	87233	55275	59572	56476
38529	89095	89538	15600	33687	86353	61917	63876	52367	79032
45939	05014	06099	76041	57638	55342	41269	96173	94872	35605
02300	23739	68485	98567	77035	91533	62500	31548	09511	80252
59750	14131	24973	05962	83215	25950	43867	75213	21500	17758
21285	53607	82657	22053	29996	04729	48917	72091	57336	18476
93703	60164	19090	63030	88931	84439	94747	77982	61932	21928
15576	76654	19775	77518	43259	82790	08193	63007	68824	75315
12752	33321	69796	03625	37328	75200	77262	99004	96705	15540
89038	53455	93322	25069	88186	45026	31020	52540	10838	72490
62411	56968	08379	40159	27419	12024	99694	68668	73039	87682
45853	68103	38927	77105	65241	70387	01634	59665	30512	66161
84558	24272	84355	00116	68344	92805	52618	51584	75964	53021

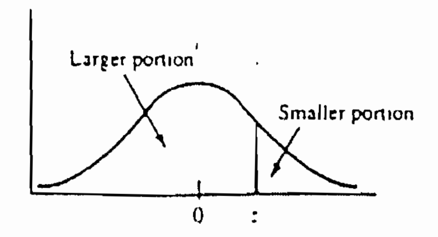
تابع الملحق (١:١)

45272	58388	69131	61075	80192	45959	76992	19210	27126	45525
68015	99001	11832	39832	80462	70468	89929	55695	77524	20675
13263	92240	89559	66545	06433	38634	36645	22350	81169	97417
66309	31466	97705	46996	69059	33771	95004	89037	38054	80853
56348	05291	38713	82303	26293	61319	45285	75784	50043	44438
93108	77033	68325	10160	38667	62441	87023	94372	06164	30700
28271	08589	83279	48838	60935	70541	53814	95588	05832	80235
21841	35545	11148	34775	17308	88034	97765	35959	52843	44895
22025	79554	19698	25255	50283	94037	57463	92925	12042	91414
09210	20779	02994	02258	86978	85092	54052	18354	20914	28460
90552	71129	03621	20517	16908	06668	29916	51537	93658	29525
01130	06995	20258	10351	99248	51660	38861	49668	74742	47181
22604	56719	21784	68788	38358	59827	19270	99287	81193	43366
06690	01800	34272	65497	94891	14537	91358	21587	95765	72605
59809	69982	71809	64984	48709	43991	24987	69246	86400	29559
56475	02726	58511	95405	70293	84971	06676	44075	32338	31980
02730	34870	83209	03138	07715	31557	55242	61308	26507	06186
74482	33990	13509	92588	10462	76546	46097	01825	20153	36271
19793	22487	94238	81054	95488	23617	15539	94335	73822	93481
19020	27856	60526	24144	98021	60564	46373	86928	52135	74919
69565	60635	65709	77887	42766	86698	14004	94577	27936	47220
69274	23208	61035	84263	15034	28717	76146	22021	23779	98562
83658	14204	09445	41081	49630	34215	89806	40930	97194	21747
78612	51102	66826	40430	54072	62164	68977	95583	11765	81072
14980	74158	78216	38985	60838	82836	42777	85321	90463	11813
63172	28010	29405	91554	75195	51183	65805	87525	35952	83204
71167	37984	52737	06869	38122	95322	41356	19391	96787	64410
78530	56410	19195	34434	83712	50397	80920	15464	81350	18673
98324	03774	07573	67864	06497	20758	83454	22756	83959	96347
55793	30055	08373	32652	02654	75980	02095	87545	88815	80086
05674	34471	61967	91266	38814	44728	32455	17057	08339	93997
15643	22245	07592	22078	73628	60902	41561	54608	41023	98345
66750	19609	70358	03622	64898	82220	69304	46235	97332	64539
42320	74314	50222	82339	51564	42885	50482	98501	02245	88990
73752	73818	15470	04914	24936	65514	56633	72030	30856	85183
97546	02188	46373	21486	28221	08155	23486	66134	88799	49496
32569	52162	38444	42004	78011	16909	94194	79732	47114	23919
36048	93973	82596	28739	86985	58144	65007	08786	14826	04896
40455	36702	38965	56042	80023	28169	04174	65533	52718	55255
33597	47071	55618	51796	71027	46690	08002	45066	02870	60012
22828	96380	35883	15910	17211	42358	14056	55438	98148	35384
00631	95925	19324	31497	88118	06283	84596	72091	53987	01477
75722	36478	07634	63114	27164	15467	03983	09141	60562	65725
80577	01771	61510	17099	28731	41426	18853	41523	14914	76661
10524	20900	65463	83680	05005	11611	64426	59065	06758	02892
93815	69446	75253	51915	97839	75427	90685	60352	96288	34248
81867	97119	93446	20862	46591	97677	42704	13718	44975	67145
64649	07689	16711	12169	15238	74106	60655	56289	74166	78561

تابع الملحق (١:١)

55768	09210	52439	33355	57884	36791	00853	49969	74814	09270
38080	49460	48137	61589	42742	92035	21766	19435	92579	27683
22360	16332	05343	34613	24013	98831	17157	44089	07366	66196
40521	09057	00239	51284	71556	22605	41293	54854	39736	05113
19292	69862	59951	49644	53486	28244	20714	56030	39292	45166
79504	40078	06838	05509	68581	39400	85615	52314	83202	40313
64138	27983	84048	42631	58658	62243	82572	45211	37060	15017

الملحق (١:٢) جدول التوزيع السوي



z	Mean to z	Larger Portion	Smaller Portion	y	z	Mean to z	Larger Portion	Smaller Portion	y
.00	.0000	.5000	.5000	.3989	.36	.1406	.6406	.3594	.3739
.01	.0040	.5040	.4960	.3989	.37	.1443	.6443	.3557	.3725
.02	.0080	.5080	.4920	.3989	.38	.1480	.6480	.3520	.3712
.03	.0120	.5120	.4880	.3988	.39	.1517	.6517	.3483	.3697
.04	.0160	.5160	.4840	.3986	.40	.1554	.6554	.3446	.3683
.05	.0199	.5199	.4801	.3984	.41	.1591	.6591	.3409	.3668
.06	.0239	.5239	.4761	.3982	.42	.1628	.6628	.3372	.3653
.07	.0279	.5279	.4721	.3980	.43	.1664	.6664	.3336	.3637
.08	.0319	.5319	.4681	.3977	.44	.1700	.6700	.3300	.3621
.09	.0359	.5359	.4641	.3973	.45	.1736	.6736	.3264	.3605
.10	.0398	.5398	.4602	.3970	.46	.1772	.6772	.3228	.3589
.11	.0438	.5438	.4562	.3965	.47	.1808	.6808	.3192	.3572
.12	.0478	.5478	.4522	.3961	.48	.1844	.6844	.3156	.3555
.13	.0517	.5517	.4483	.3956	.49	.1879	.6879	.3121	.3538
.14	.0557	.5557	.4443	.3951	.50	.1915	.6915	.3085	.3521
.15	.0596	.5596	.4404	.3945	.51	.1950	.6950	.3050	.3503
.16	.0636	.5636	.4364	.3939	.52	.1985	.6985	.3015	.3485
.17	.0675	.5675	.4325	.3932	.53	.2019	.7019	.2981	.3467
.18	.0714	.5714	.4286	.3925	.54	.2054	.7054	.2946	.3448
.19	.0753	.5753	.4247	.3918	.55	.2088	.7088	.2912	.3429
.20	.0793	.5793	.4207	.3910	.56	.2123	.7123	.2877	.3410
.21	.0832	.5832	.4168	.3902	.57	.2157	.7157	.2843	.3391
.22	.0871	.5871	.4129	.3894	.58	.2190	.7190	.2810	.3372
.23	.0910	.5910	.4090	.3885	.59	.2224	.7224	.2776	.3352
.24	.0948	.5948	.4052	.3876	.60	.2257	.7257	.2743	.3332
.25	.0987	.5987	.4013	.3867	.61	.2291	.7291	.2709	.3312
.26	.1026	.6026	.3974	.3857	.62	.2324	.7324	.2676	.3292
.27	.1064	.6064	.3936	.3847	.63	.2357	.7357	.2643	.3271
.28	.1103	.6103	.3897	.3836	.64	.2389	.7389	.2611	.3251
.29	.1141	.6141	.3859	.3825	.65	.2422	.7422	.2578	.3230
.30	.1179	.6179	.3821	.3814	.66	.2454	.7454	.2546	.3209
.31	.1217	.6217	.3783	.3802	.67	.2486	.7486	.2514	.3187
.32	.1255	.6255	.3745	.3790	.68	.2517	.7517	.2483	.3166
.33	.1293	.6293	.3707	.3778	.69	.2549	.7549	.2451	.3144
.34	.1331	.6331	.3669	.3765	.70	.2580	.7580	.2420	.3123
.35	.1368	.6368	.3632	.3752	.71	.2611	.7611	.2389	.3101

تابع الملحق (١:٢)

z	Mean to z	Larger Portion	Smaller Portion	y
.72	.2642	.7642	.2358	.3079
.73	.2673	.7673	.2327	.3056
.74	.2704	.7704	.2296	.3034
.75	.2734	.7734	.2266	.3011
.76	.2764	.7764	.2236	.2989
.77	.2794	.7794	.2206	.2966
.78	.2823	.7823	.2177	.2943
.79	.2852	.7852	.2148	.2920
.80	.2881	.7881	.2119	.2897
.81	.2910	.7910	.2090	.2874
.82	.2939	.7939	.2061	.2850
.83	.2967	.7967	.2033	.2827
.84	.2995	.7995	.2005	.2803
.85	.3023	.8023	1977	.2780
.86	.3051	.8051	.1949	.2756
.87	.3078	.8078	.1922	.2732
.88	.3106	.8106	.1894	.2709
.89	.3133	.8133	.1867	.2685
.90	.3159	.8159	.1841	.2661
.91	.3186	.8186	.1814	.2637
.92	.3212	.8212	.1788	.2613
.93	.3238	.8238	.1762	.2589
.94	.3264	.8264	.1736	.2565
.95	.3289	.8289	.1711	.2541
.96	.3315	.8315	.1685	.2516
.97	.3340	.8340	.1660	.2492
.98	.3365	.8365	.1635	.2468
.99	.3389	.8389	.1611	.2444
1.00	.3413	.8413	.1587	.2420
1.01	.3438	.8438	.1562	.2396
1.02	.3461	.8461	.1539	.2371
1.03	.3485	.8485	.1515	.2347
1.04	.3508	.8508	.1492	.2323
1.05	.3531	.8531	.1469	.2299
1.06	.3554	.8554	.1446	.2275
1.07	.3577	.8577	.1423	.2251
1.08	.3599	.8599	.1401	.2227
1.09	.3621	.8621	.1379	.2203
1.10	.3643	.8643	.1357	.2179
1.11	.3665	.8665	.1335	.2155
1.12	.3636	.8686	.1314	.2131
1.13	.3708	.8708	.1292	.2107
1.14	.3729	.8729	.1271	.2083
1.15	.3749	.8749	.1251	.2059
1.16	.3770	.8770	.1230	.2036
1.17	.3790	.8790	.1210	.2012
1.18	.3810	.8810	.1190	.1989
1.19	.3830	.8830	.1170	.1965
1.20	.3849	.8849	.1151	.1942
1.21	.3869	.8869	.1131	.1919
1.22	.3888	.8888	.1112	.1895
1.23	.3907	.8907	.1093	.1872
1.24	.3925	.8925	.1075	.1849
1.25	.3944	.8944	.1056	.1826
1.26	.3962	.8962	.1038	.1804
1.27	.3980	.8980	.1020	.1781
1.28	.3997	.8997	.1003	.1758
1.29	.4015	.9015	.0985	.1736
1.30	.4032	.9032	.0968	.1714
1.31	.4049	.9049	0951	.1691
1.32	.4066	.9066	.0934	.1669
1.33	.4082	.9082	.0918	.1647
1.34	.4099	.9099	.0901	.1626
1.35	.4115	.9115	.0885	.1604
1.36	.4131	.9131	.0869	.1582
1.37	.4147	.9147	.0853	.1561
1.38	.4162	.9162	.0838	.1539
1.39	.4177	.9177	.0823	.1518
1.40	.4192	.9192	.0808	.1497
1.41	.4207	.9207	.0793	.1476
1.42	.4222	.9222	.0778	.1456
1.43	.4236	.9236	.0764	.1435
1.44	.4251	.9251	.0749	1415
1.45	.4265	.9265	.0735	.1394
1.46	.4279	.9279	.0721	.1374
1.47	.4292	.9292	.0708	.1354
1.48	.4306	.9306	.0694	.1334
1.49	.4319	.9319	.0681	.1315
1.50	.4332	.9332	.0668	.1295
1.51	.4345	.9345	.0655	.1276
1.52	.4357	.9357	.0643	.1257
1.53	.4370	.9370	.0630	.1238
1.54	.4382	.9382	.0618	.1219
1.55	.4394	.9394	.0606	.1200
1.56	.4406	.9406	.0594	.1182
1.57	.4418	.9418	.0582	.1163
1.58	.4429	.9429	0571	.1145
1.59	.4441	.9441	.0559	.1127
1.60	.4452	.9452	.0548	.1109
1.61	.4463	.9463	.0537	.1092

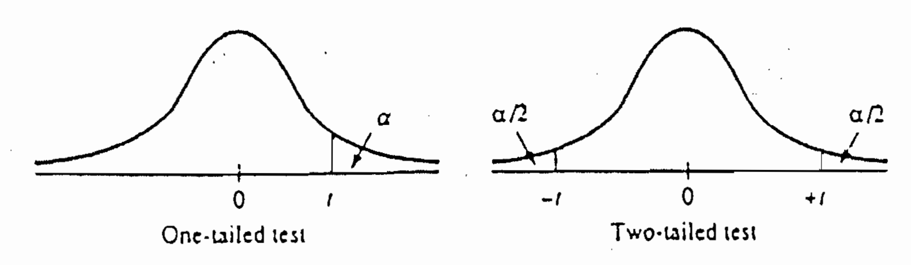
تابع الملحق (٢:١)

z	Mean to z	Larger Portion	Smaller Portion	y
1.62	.4474	.9474	.0526	.1074
1.63	.4484	.9484	.0516	.1057
1.64	.4495	.9495	.0505	.1040
1.65	.4505	.9505	.0495	.1023
1.66	.4515	.9515	.0485	.1006
1.67	.4525	.9525	.0475	.0989
1.68	.4535	.9535	.0465	.0973
1.69	.4545	.9545	.0455	.0957
1.70	.4554	.9554	.0446	.0940
1.71	.4564	.9564	.0436	.0925
1.72	.4573	.9573	.0427	.0909
1.73	.4582	.9582	.0418	.0893
1.74	.4591	.9591	.0409	.0878
1.75	.4599	.9599	.0401	.0863
1.76	.4608	.9608	.0392	.0848
1.77	.4616	.9616	.0384	.0833
1.78	.4625	.9625	.0375	.0818
1.79	.4633	.9633	.0367	.0804
1.80	.4641	.9641	.0359	.0790
1.81	.4649	.9649	.0351	.0775
1.82	.4656	.9656	.0344	.0761
1.83	.4664	.9664	.0336	.0748
1.84	.4671	.9671	.0329	.0734
1.85	.4678	.9678	.0322	.0721
1.86	.4686	.9686	.0314	.0707
1.87	.4693	.9693	.0307	.0694
1.88	.4699	.9699	.0301	.0681
1.89	.4706	.9706	.0294	.0669
1.90	.4713	.9713	.0287	.0656
1.91	.4719	.9719	.0281	.0644
1.92	.4726	.9726	.0274	.0632
1.93	.4732	.9732	.0268	.0620
1.94	.4738	.9738	.0262	.0608
1.95	.4744	.9744	.0256	.0596
1.96	.4750	.9750	.0250	.0584
1.97	.4756	.9756	.0244	.0573
1.98	.4761	.9761	.0239	.0562
1.99	.4767	.9767	.0233	.0551
2.00	.4772	.9772	.0228	.0540
2.01	.4778	.9778	.0222	.0529
2.02	.4783	.9783	.0217	.0519
2.03	.4788	.9788	.0212	.0508
2.04	.4793	.9793	.0207	.0498
2.05	.4798	.9798	.0202	.0488
2.06	.4803	.9803	.0197	.0478
2.07	.4808	.9808	.0192	.0468
2.08	.4812	.9812	.0188	.0459
2.09	.4817	.9817	.0183	.0449
2.10	.4821	.9821	.0179	.0440
2.11	.4826	.9826	.0174	.0431
2.12	.4830	.9830	.0170	.0422
2.13	.4834	.9834	.0166	.0413
2.14	.4838	.9838	.0162	.0404
2.15	.4842	.9842	.0158	.0396
2.16	.4846	.9846	.0154	.0387
2.17	.4850	.9850	.0150	.0379
2.18	.4854	.9854	.0146	.0371
2.19	.4857	.9857	.0143	.0363
2.20	.4861	.9861	.0139	.0355
2.21	.4864	.9864	.0136	.0347
2.22	.4868	.9868	.0132	.0339
2.23	.4871	.9871	.0129	.0332
2.24	.4875	.9875	.0125	.0325
2.25	.4878	.9878	.0122	.0317
2.26	.4881	.9881	.0119	.0310
2.27	.4884	.9884	.0116	.0303
2.28	.4887	.9887	.0113	.0297
2.29	.4890	.9890	.0110	.0290
2.30	.4893	.9893	.0107	.0283
2.31	.4896	.9896	.0104	.0277
2.32	.4898	.9898	.0102	.0270
2.33	.4901	.9901	.0099	.0264
2.34	.4904	.9904	.0096	.0258
2.35	.4906	.9906	.0094	.0252
2.36	.4909	.9909	.0091	.0246
2.37	.4911	.9911	.0089	.0241
2.38	.4913	.9913	.0087	.0235
2.39	.4916	.9916	.0084	.0229
2.40	.4918	.9918	.0082	.0224
2.41	.4920	.9920	.0080	.0219
2.42	.4922	.9922	.0078	.0213
2.43	.4925	.9925	.0075	.0208
2.44	.4927	.9927	.0073	.0203
2.45	.4929	.9929	.0071	.0198
2.46	.4931	.9931	.0069	.0194
2.47	.4932	.9932	.0068	.0189
2.48	.4934	.9934	.0066	.0184
2.49	.4936	.9936	.0064	.0180
2.50	.4938	.9938	.0062	.0175
2.51	.4940	.9940	.0060	.0171

تابع الملحق (٢:١)

z	Mean to z	Larger Portion	Smaller Portion	y	z	Mean to z	Larger Portion	Smaller Portion	y
2.52	.4941	.9941	.0059	.0167	2.81	.4975	.9975	.0025	.0077
2.53	.4943	.9943	.0057	.0163	2.82	.4976	.9976	.0024	.0075
2.54	.4945	.9945	.0055	.0158	2.83	.4977	.9977	.0023	.0073
2.55	.4946	.9946	.0054	.0154	2.84	.4977	.9977	.0023	.0071
2.56	.4948	.9948	.0052	.0151	2.85	.4978	.9978	.0022	.0069
2.57	.4949	.9949	.0051	.0147	2.86	.4979	.9979	.0021	.0067
2.58	.4951	.9951	.0049	.0143	2.87	.4979	.9979	.0021	.0065
2.59	.4952	.9952	.0048	.0139	2.88	.4980	.9980	.0020	.0063
2.60	.4953	.9953	.0047	.0136	2.89	.4981	.9981	.0019	.0061
2.61	.4955	.9955	.0045	.0132	2.90	.4981	.9981	.0019	.0060
2.62	.4956	.9956	.0044	.0129	2.91	.4982	.9982	.0018	.0058
2.63	.4957	.9957	.0043	.0126	2.92	.4982	.9982	.0018	.0056
2.64	.4959	.9959	.0041	.0122	2.93	.4983	.9983	.0017	.0055
2.65	.4960	.9960	.0040	.0119	2.94	.4984	.9984	.0016	.0053
2.66	.4961	.9961	.0039	.0116	2.95	.4984	.9984	.0016	.0051
2.67	.4962	.9962	.0038	.0113	2.96	.4985	.9985	.0015	.0050
2.68	.4963	.9963	.0037	.0110	2.97	.4985	.9985	.0015	.0048
2.69	.4964	.9964	.0036	.0107	2.98	.4986	.9986	.0014	.0047
2.70	.4965	.9965	.0035	.0104	2.99	.4986	.9986	.0014	.0046
2.71	.4966	.9966	.0034	.0101	3.00	.4987	.9987	.0013	.0044
2.72	.4967	.9967	.0033	.0099	...	...	...	...	...
2.73	.4968	.9968	.0032	.0096	3.25	.4994	.9994	.0006	.0020
2.74	.4969	.9969	.0031	.0093	...	...	...	...	...
2.75	.4970	.9970	.0030	.0091	3.50	.4998	.9998	.0002	.0009
2.76	.4971	.9971	.0029	.0088	...	...	...	...	...
2.77	.4972	.9972	.0028	.0086	3.75	.4999	.9999	.0001	.0004
2.78	.4973	.9973	.0027	.0084	...	...	...	...	...
2.79	.4974	.9974	.0026	.0081	4.00	.5000	1.0000	.0000	.0001
2.80	.4974	.9974	.0026	.0079					

الملحق (٢:٢) جدول توزيع ت



	Level of Significance for One-Tailed Test								
	.25	.20	.15	.10	.05	.025	.01	.005	.0005
	Level of Significance for Two-Tailed Test								
df	.50	.40	.30	.20	.10	.05	.02	.01	.001
1	1.000	1.376	1.963	3.078	6.314	12.706	31.821	63.657	636.620
2	0.816	1.061	1.386	1.886	2.920	4.303	6.965	9.925	31.599
3	0.765	0.978	1.250	1.638	2.353	3.182	4.541	5.841	12.924
4	0.741	0.941	1.190	1.533	2.132	2.776	3.747	4.604	8.610
5	0.727	0.920	1.156	1.476	2.015	2.571	3.365	4.032	6.869
6	0.718	0.906	1.134	1.440	1.943	2.447	3.143	3.707	5.959
7	0.711	0.896	1.119	1.415	1.895	2.365	2.998	3.499	5.408
8	0.706	0.889	1.108	1.397	1.860	2.306	2.896	3.355	5.041
9	0.703	0.883	1.100	1.383	1.833	2.262	2.821	3.250	4.781
10	0.700	0.879	1.093	1.372	1.812	2.228	2.764	3.169	4.587
11	0.697	0.876	1.088	1.363	1.796	2.201	2.718	3.106	4.437
12	0.695	0.873	1.083	1.356	1.782	2.179	2.681	3.055	4.318
13	0.694	0.870	1.079	1.350	1.771	2.160	2.650	3.012	4.221
14	0.692	0.868	1.076	1.345	1.761	2.145	2.624	2.977	4.140
15	0.691	0.866	1.074	1.341	1.753	2.131	2.602	2.947	4.073
16	0.690	0.865	1.071	1.337	1.746	2.120	2.583	2.921	4.015
17	0.689	0.863	1.069	1.333	1.740	2.110	2.567	2.898	3.965
18	0.688	0.862	1.067	1.330	1.734	2.101	2.552	2.878	3.922
19	0.688	0.861	1.066	1.328	1.729	2.093	2.539	2.861	3.883
20	0.687	0.860	1.064	1.325	1.725	2.086	2.528	2.845	3.850
21	0.686	0.859	1.063	1.323	1.721	2.080	2.518	2.831	3.819
22	0.686	0.858	1.061	1.321	1.717	2.074	2.508	2.819	3.792
23	0.685	0.858	1.060	1.319	1.714	2.069	2.500	2.807	3.768
24	0.685	0.857	1.059	1.318	1.711	2.064	2.492	2.797	3.745
25	0.684	0.856	1.058	1.316	1.708	2.060	2.485	2.787	3.725
26	0.684	0.856	1.058	1.315	1.706	2.056	2.479	2.779	3.707
27	0.684	0.855	1.057	1.314	1.703	2.052	2.473	2.771	3.690
28	0.683	0.855	1.056	1.313	1.701	2.048	2.467	2.763	3.674
29	0.683	0.854	1.055	1.311	1.699	2.045	2.462	2.756	3.659
30	0.683	0.854	1.055	1.310	1.697	2.042	2.457	2.750	3.646
40	0.681	0.851	1.050	1.303	1.684	2.021	2.423	2.704	3.551
50	0.679	0.849	1.047	1.299	1.676	2.009	2.403	2.678	3.496
100	0.677	0.845	1.042	1.290	1.660	1.984	2.364	2.626	3.390
∞	0.674	0.842	1.036	1.282	1.645	1.960	2.326	2.576	3.291

الملحق (١:٣) جدول توزيع فـmAX

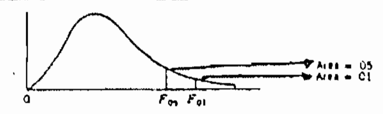
UPPER PERCENTAGE POINTS OF THE Fmax STATISTIC

$F_{max} = (\sigma^2 largest)/(\sigma^2 smallest)$

df for $\sigma^2 j$	x	k = number of variances										
		2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
4	.05	9.60	15.5	20.6	25.2	29.5	33.6	37.5	41.4	44.6	48.0	51.4
	.01	23.2	37.	49.	59.	69.	79.	89.	97.	106.	113.	120.
5	.05	7.15	10.8	13.7	16.3	18.7	20.8	22.9	24.7	26.5	28.2	29.9
	.01	14.9	22.	28.	33.	38.	42.	46.	50.	54.	57.	60.
6	.05	5.82	8.38	10.4	12.1	13.7	15.0	16.3	17.5	18.6	19.7	20.7
	.01	11.1	15.5	19.1	22.	25.	27.	30.	32.	34.	36.	37.
7	.05	4.99	6.94	8.44	9.70	10.8	11.8	12.7	13.5	14.3	15.1	15.8
	.01	8.89	12.1	14.5	16.5	18.4	20.	22.	23.	24.	26.	27.
8	.05	4.43	6.00	7.18	8.12	9.03	9.78	10.5	11.1	11.7	12.2	12.7
	.01	7.50	9.9	11.7	13.2	14.5	15.8	16.9	17.9	18.9	19.8	21.
9	.05	4.03	5.34	6.31	7.11	7.80	8.41	8.95	9.45	9.91	10.3	10.7
	.01	6.54	8.5	9.9	11.1	12.1	13.1	13.9	14.7	15.3	16.0	16.6
10	.05	3.72	4.85	5.67	6.34	6.92	7.42	7.87	8.28	8.66	9.01	9.34
	.01	5.85	7.4	8.6	9.6	10.4	11.1	11.8	12.4	12.9	13.4	13.9
12	.05	3.28	4.16	4.79	5.30	5.72	6.09	6.42	6.72	7.00	7.25	7.48
	.01	4.91	6.1	6.9	7.6	8.2	8.	9.1	9.5	9.9	10.2	10.6
15	.05	2.86	3.54	4.01	4.37	4.68	4.95	5.19	5.40	5.59	5.77	5.93
	.01	4.07	4.9	5.5	6.0	6.4	6.7	7.1	7.3	7.5	7.8	8.0
20	.05	2.46	2.95	3.29	3.54	3.76	3.94	4.10	4.24	4.37	4.49	4.59
	.01	3.32	3.8	4.3	4.6	4.9	5.1	5.3	5.5	5.6	5.8	5.9
30	.05	2.07	2.40	2.61	2.78	2.91	3.02	3.12	3.21	3.29	3.36	3.39
	.01	2.63	3.0	3.3	3.4	3.6	3.7	3.8	3.9	4.0	4.1	4.2
60	.05	1.67	1.85	1.96	2.04	2.11	2.17	2.22	2.26	2.30	2.33	2.36
	.01	1.96	2.2	2.3	2.4	2.4	2.5	2.5	2.6	2.6	2.7	2.7
∞	.05	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
	.01	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00

الملحق (٢:٣) جدول توزيع ف

The specific F distribution must be identified by the number of degrees of freedom characterizing the numerator and the denominator of F. The values of F corresponding to 5% of the area in the upper tail are shown in roman type. Those corresponding to 1%, in bold face type.



DEGREES OF FREEDOM: DENOMINATOR	DEGREES OF FREEDOM: NUMERATOR																							
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	14	16	20	24	30	40	50	75	100	200	500	∞
1	161	200	216	225	230	234	237	239	241	242	243	244	245	246	248	249	250	251	252	253	253	254	254	254
	4052	**4999**	**5403**	**5625**	**5764**	**5859**	**5928**	**5981**	**6022**	**6056**	**6082**	**6106**	**6142**	**6169**	**6208**	**6234**	**6258**	**6286**	**6302**	**6323**	**6334**	**6352**	**6361**	**6366**
2	18.51	19.00	19.16	19.25	19.30	19.33	19.36	19.37	19.38	19.39	19.40	19.41	19.42	19.43	19.44	19.45	19.46	19.47	19.47	19.48	19.49	19.49	19.50	19.50
	98.49	**99.00**	**99.17**	**99.25**	**99.30**	**99.33**	**99.34**	**99.36**	**99.38**	**99.40**	**99.41**	**99.42**	**99.43**	**99.44**	**99.45**	**99.46**	**99.47**	**99.48**	**99.48**	**99.49**	**99.49**	**99.49**	**99.50**	**99.50**
3	10.13	9.55	9.28	9.12	9.01	8.94	8.88	8.84	8.81	8.78	8.76	8.74	8.71	8.69	8.66	8.64	8.62	8.60	8.58	8.57	8.56	8.54	8.54	8.53
	34.12	**30.82**	**29.46**	**28.71**	**28.24**	**27.91**	**27.67**	**27.49**	**27.34**	**27.23**	**27.13**	**27.05**	**26.92**	**26.83**	**26.69**	**26.60**	**26.50**	**26.41**	**26.35**	**26.27**	**26.23**	**26.18**	**26.14**	**26.12**
4	7.71	6.94	6.59	6.39	6.26	6.16	6.09	6.04	6.00	5.96	5.93	5.91	5.87	5.84	5.80	5.77	5.74	5.71	5.70	5.68	5.66	5.65	5.64	5.63
	21.20	**18.00**	**16.69**	**15.98**	**15.52**	**15.21**	**14.98**	**14.80**	**14.66**	**14.54**	**14.45**	**14.37**	**14.24**	**14.15**	**14.02**	**13.93**	**13.83**	**13.74**	**13.69**	**13.61**	**13.57**	**13.52**	**13.48**	**13.46**
5	6.61	5.79	5.41	5.19	5.05	4.95	4.88	4.82	4.78	4.74	4.70	4.68	4.64	4.60	4.56	4.53	4.50	4.46	4.44	4.42	4.40	4.38	4.37	4.36
	16.26	**13.27**	**12.06**	**11.39**	**10.97**	**10.67**	**10.45**	**10.27**	**10.15**	**10.05**	**9.96**	**9.89**	**9.77**	**9.68**	**9.55**	**9.47**	**9.38**	**9.29**	**9.24**	**9.17**	**9.13**	**9.07**	**9.04**	**9.02**
6	5.99	5.14	4.76	4.53	4.39	4.28	4.21	4.15	4.10	4.06	4.03	4.00	3.96	3.92	3.87	3.84	3.81	3.77	3.75	3.72	3.71	3.69	3.68	3.67
	13.74	**10.92**	**9.78**	**9.15**	**8.75**	**8.47**	**8.26**	**8.10**	**7.98**	**7.87**	**7.79**	**7.72**	**7.60**	**7.52**	**7.39**	**7.31**	**7.23**	**7.14**	**7.09**	**7.02**	**6.99**	**6.94**	**6.90**	**6.88**
7	5.59	4.47	4.35	4.12	3.97	3.87	3.79	3.73	3.68	3.63	3.60	3.57	3.52	3.49	3.44	3.41	3.38	3.34	3.32	3.29	3.28	3.25	3.24	3.23
	12.25	**9.55**	**8.45**	**7.85**	**7.46**	**7.19**	**7.00**	**6.84**	**6.71**	**6.62**	**6.54**	**6.47**	**6.35**	**6.27**	**6.15**	**6.07**	**5.98**	**5.90**	**5.85**	**5.78**	**5.75**	**5.70**	**5.67**	**5.65**
8	5.32	4.46	4.07	3.84	3.69	3.58	3.50	3.44	3.39	3.34	3.31	3.28	3.23	3.20	3.15	3.12	3.08	3.05	3.03	3.00	2.98	2.96	2.94	2.93
	11.26	**8.65**	**7.59**	**7.01**	**6.63**	**6.37**	**6.19**	**6.03**	**5.91**	**5.82**	**5.74**	**5.67**	**5.56**	**5.48**	**5.36**	**5.28**	**5.20**	**5.11**	**5.06**	**5.00**	**4.96**	**4.91**	**4.88**	**4.86**
9	5.12	4.26	3.86	3.63	3.48	3.37	3.29	3.23	3.18	3.13	3.10	3.07	3.02	2.98	2.93	2.90	2.86	2.82	2.80	2.77	2.76	2.73	2.72	2.71
	10.56	**8.02**	**6.99**	**6.42**	**6.06**	**5.80**	**5.62**	**5.47**	**5.35**	**5.26**	**5.18**	**5.11**	**5.00**	**4.92**	**4.80**	**4.73**	**4.64**	**4.56**	**4.51**	**4.45**	**4.41**	**4.36**	**4.33**	**4.31**
10	4.96	4.10	3.71	3.48	3.33	3.22	3.14	3.07	3.02	2.97	2.94	2.91	2.86	2.82	2.77	2.74	2.70	2.67	2.64	2.61	2.59	2.56	2.55	2.54
	10.04	**7.56**	**6.55**	**5.99**	**5.64**	**5.39**	**5.21**	**5.06**	**4.95**	**4.85**	**4.78**	**4.71**	**4.60**	**4.52**	**4.41**	**4.33**	**4.25**	**4.17**	**4.12**	**4.05**	**4.01**	**3.96**	**3.93**	**3.91**
11	4.84	3.98	3.59	3.36	3.20	3.09	3.01	2.95	2.90	2.86	2.82	2.79	2.74	2.70	2.65	2.61	2.57	2.53	2.50	2.47	2.45	2.42	2.41	2.40
	9.65	**7.20**	**6.22**	**5.67**	**5.32**	**5.07**	**4.88**	**4.74**	**4.63**	**4.54**	**4.46**	**4.40**	**4.29**	**4.21**	**4.10**	**4.02**	**3.94**	**3.86**	**3.80**	**3.74**	**3.70**	**3.66**	**3.62**	**3.60**
12	4.75	3.88	3.49	3.26	3.11	3.00	2.92	2.85	2.80	2.76	2.72	2.69	2.64	2.60	2.54	2.50	2.46	2.42	2.40	2.36	2.35	2.32	2.31	2.30
	9.33	**6.93**	**5.95**	**5.41**	**5.06**	**4.82**	**4.65**	**4.50**	**4.39**	**4.30**	**4.22**	**4.16**	**4.05**	**3.98**	**3.86**	**3.78**	**3.70**	**3.61**	**3.56**	**3.49**	**3.46**	**3.41**	**3.38**	**3.36**
13	4.67	3.80	3.41	3.18	3.02	2.92	2.84	2.77	2.72	2.67	2.63	2.60	2.55	2.51	2.46	2.42	2.38	2.34	2.32	2.28	2.26	2.24	2.22	2.21
	9.07	**6.70**	**5.74**	**5.20**	**4.86**	**4.62**	**4.44**	**4.30**	**4.19**	**4.10**	**4.02**	**3.96**	**3.85**	**3.78**	**3.67**	**3.59**	**3.51**	**3.42**	**3.37**	**3.30**	**3.27**	**3.21**	**3.18**	**3.16**
14	4.60	3.74	3.34	3.11	2.96	2.85	2.77	2.70	2.65	2.60	2.56	2.53	2.48	2.44	2.39	2.35	2.31	2.27	2.24	2.21	2.19	2.16	2.14	2.13
	8.86	**6.51**	**5.56**	**5.03**	**4.69**	**4.46**	**4.28**	**4.14**	**4.03**	**3.94**	**3.86**	**3.80**	**3.70**	**3.62**	**3.51**	**3.43**	**3.34**	**3.26**	**3.21**	**3.14**	**3.11**	**3.06**	**3.02**	**3.00**
15	4.54	3.68	3.29	3.06	2.90	2.79	2.70	2.64	2.59	2.55	2.51	2.48	2.43	2.39	2.33	2.29	2.25	2.21	2.18	2.15	2.12	2.10	2.08	2.07
	8.68	**6.36**	**5.42**	**4.89**	**4.56**	**4.32**	**4.14**	**4.00**	**3.89**	**3.80**	**3.73**	**3.67**	**3.56**	**3.48**	**3.36**	**3.29**	**3.20**	**3.12**	**3.07**	**3.00**	**2.97**	**2.92**	**2.89**	**2.87**
16	4.49	3.63	3.24	3.01	2.85	2.74	2.66	2.59	2.54	2.49	2.45	2.42	2.37	2.33	2.28	2.24	2.20	2.16	2.13	2.09	2.07	2.04	2.02	2.01
	8.53	**6.23**	**5.29**	**4.77**	**4.44**	**4.20**	**4.03**	**3.89**	**3.78**	**3.69**	**3.61**	**3.55**	**3.45**	**3.37**	**3.25**	**3.18**	**3.10**	**3.01**	**2.96**	**2.89**	**2.86**	**2.80**	**2.77**	**2.75**
17	4.45	3.59	3.20	2.96	2.81	2.70	2.62	2.55	2.50	2.45	2.41	2.38	2.33	2.29	2.23	2.19	2.15	2.11	2.08	2.04	2.02	1.99	1.97	1.96
	8.40	**6.11**	**5.18**	**4.67**	**4.34**	**4.10**	**3.93**	**3.79**	**3.68**	**3.59**	**3.52**	**3.45**	**3.35**	**3.27**	**3.16**	**3.08**	**3.00**	**2.92**	**2.86**	**2.79**	**2.76**	**2.70**	**2.67**	**2.65**

تابع الملحق (٢:٣)

18	4.41	3.55	3.16	2.93	2.77	2.66	2.58	2.51	2.46	2.41	2.37	2.34	2.29	2.25	2.19	2.15	2.11	2.07	2.04	2.00	1.98	1.95	1.93	1.92
	8.28	6.01	5.09	4.58	4.25	4.01	3.85	3.71	3.60	3.51	3.44	3.37	3.27	3.19	3.07	3.00	2.91	2.83	2.78	2.71	2.68	2.62	2.59	2.57
19	4.38	3.52	3.13	2.90	2.74	2.63	2.55	2.48	2.43	2.38	2.34	2.31	2.26	2.21	2.15	2.11	2.07	2.02	2.00	1.96	1.94	1.91	1.90	1.88
	8.18	5.93	5.01	4.50	4.17	3.94	3.77	3.63	3.52	3.43	3.36	3.30	3.19	3.12	3.00	2.92	2.84	2.76	2.70	2.63	2.60	2.54	2.51	2.49
20	4.35	3.49	3.10	2.87	2.71	2.60	2.52	2.45	2.40	2.35	2.31	2.28	2.23	2.18	2.12	2.08	2.04	1.99	1.96	1.92	1.90	1.87	1.85	1.84
	8.10	5.85	4.94	4.43	4.10	3.87	3.71	3.56	3.45	3.37	3.30	3.23	3.13	3.05	2.94	2.86	2.77	2.69	2.63	2.56	2.53	2.47	2.44	2.42
21	4.32	3.47	3.07	2.84	2.68	2.57	2.49	2.42	2.37	2.32	2.28	2.25	2.20	2.15	2.09	2.05	2.00	1.06	1.93	1.89	1.87	1.84	1.82	1.81
	8.02	5.78	4.87	4.37	4.04	3.81	3.65	3.51	3.40	3.31	3.24	3.17	3.07	2.99	2.88	2.80	2.72	2.63	2.58	2.51	2.47	2.42	2.38	2.36
22	4.30	3.44	3.05	2.82	2.66	2.55	2.47	2.40	2.35	2.30	2.26	2.23	2.18	2.13	2.07	2.03	1.98	1.93	1.91	1.87	1.84	1.81	1.80	1.78
	7.94	5.72	4.82	4.31	3.99	3.76	3.59	3.45	3.35	3.26	3.18	3.12	3.02	2.94	2.83	2.75	2.67	2.58	2.53	2.46	2.42	2.37	2.33	2.31
23	4.28	3.42	3.03	2.80	2.64	2.53	2.45	2.38	2.32	2.28	2.24	2.20	2.14	2.10	2.04	2.00	1.96	1.91	1.88	1.84	1.82	1.79	1.77	1.76
	7.88	5.66	4.76	4.26	3.94	3.71	3.54	3.41	3.30	3.21	3.14	3.07	2.97	2.89	2.78	2.70	2.62	2.53	2.48	2.41	2.37	2.32	2.28	7.26
24	4.26	3.40	3.01	2.78	2.62	2.51	2.43	2.36	2.30	2.26	2.22	2.18	2.13	2.09	2.02	1.98	1.94	1.89	1.86	1.82	1.80	1.76	1.74	1.73
	7.82	5.61	4.72	4.22	3.90	3.67	3.50	3.36	3.25	3.17	3.09	3.03	2.93	2.85	2.74	2.66	2.58	2.49	2.44	2.36	2.33	2.27	2.23	2.21
25	4.24	3.38	2.99	2.76	2.60	2.49	2.41	2.34	2.28	2.24	2.20	2.16	2.11	2.06	2.00	1.96	1.92	1.87	1.84	1.80	1.77	1.74	1.72	1.71
	7.77	5.57	4.68	4.18	3.86	3.63	3.46	3.32	3.21	3.13	3.05	2.99	2.89	2.81	2.70	2.62	2.54	2.45	2.40	2.32	2.29	2.23	2.19	2.17
26	4.22	3.37	2.98	2.74	2.59	2.47	2.39	2.32	2.27	2.22	2.18	2.15	2.10	2.05	1.99	1.95	1.90	1.85	1.82	1.78	1.76	1.72	1.70	1.69
	7.72	5.53	4.64	4.14	3.82	3.59	3.42	3.29	3.17	3.09	3.02	2.96	2.86	2.77	2.66	2.58	2.50	2.41	2.36	2.28	2.25	2.19	2.15	2.13
27	4.21	3.35	2.96	2.73	2.57	2.46	2.37	2.30	2.25	2.20	2.16	2.13	2.08	2.03	1.97	1.93	1.88	1.84	1.80	1.76	1.74	1.71	1.68	1.67
	7.68	5.49	4.60	4.11	3.79	3.56	3.39	3.26	3.14	3.06	2.98	2.93	2.83	2.74	7.63	2.55	2.47	2.38	2.33	2.25	2.21	2.16	2.12	2.10
28	4.20	3.34	2.95	2.71	2.56	2.44	2.36	2.29	2.24	2.19	2.15	2.12	2.06	2.02	1.96	1.91	1.87	1.81	1.78	1.75	1.72	1.69	1.67	1.65
	7.64	5.45	4.57	4.07	3.76	3.53	3.36	3.23	3.11	3.03	2.95	2.90	2.80	2.71	2.60	2.52	2.44	2.35	2.30	2.22	2.18	2.13	2.09	2.06
29	4.18	3.33	2.93	2.70	2.54	2.43	2.35	2.28	2.22	2.18	2.14	2.10	2.05	2.00	1.94	1.90	1.85	1.80	1.77	1.73	1.71	1.68	1.65	1.64
	7.60	5.42	4.54	4.04	3.73	3.50	3.33	3.20	3.08	3.00	2.92	2.87	2.77	2.68	2.57	2.49	2.41	2.32	2.27	2.19	2.15	2.10	2.06	2.03
30	4.17	3.32	2.92	2.69	2.53	2.42	2.34	2.27	2.21	2.16	2.12	2.09	2.04	1.99	1.93	1.89	1.84	1.79	1.76	1.72	1.69	1.66	1.64	1.62
	7.56	5.39	4.51	4.02	3.70	3.47	3.30	3.17	3.06	2.98	2.90	2.84	2.74	2.66	2.55	2.47	2.38	2.29	2.24	2.16	2.13	2.07	2.03	2.01
32	4.15	3.30	2.90	2.67	2.51	2.40	2.32	2.25	2.19	2.14	2.10	2.07	2.02	1.97	1.91	1.86	1.82	1.76	1.74	1.69	1.67	1.64	1.61	1.59
	7.50	5.34	4.46	3.97	3.66	3.42	3.25	3.12	3.01	2.94	2.86	2.80	2.70	2.62	2.51	2.42	2.34	2.25	2.20	2.12	2.08	2.02	1.98	1.96
34	4.13	3.28	2.88	2.65	2.49	2.38	2.30	2.23	2.17	2.12	2.08	2.05	2.00	1.95	1.89	1.84	1.80	1.74	1.71	1.67	1.64	1.61	1.59	1.57
	7.44	5.29	4.42	3.93	3.61	3.38	3.21	3.08	2.97	2.89	2.82	2.76	2.66	2.58	2.47	2.38	2.30	2.21	2.15	2.08	2.04	1.98	1.94	1.91
36	4.11	3.26	2.86	2.63	2.48	2.36	2.28	2.21	2.15	2.10	2.06	2.03	1.98	1.93	1.87	1.82	1.78	1.72	1.69	1.65	1.62	1.59	1.56	1.55
	7.39	5.25	4.38	3.89	3.58	3.35	3.18	3.04	2.94	2.86	2.78	2.72	2.62	2.54	2.43	2.35	2.26	2.17	2.12	2.04	2.00	1.94	1.90	1.87
38	4.10	3.25	2.85	2.62	2.46	2.35	2.26	2.19	2.14	2.09	2.05	2.02	1.96	1.92	1.85	1.80	1.76	1.71	1.67	1.63	1.60	1.57	1.54	1.53
	7.35	5.21	4.34	3.86	3.54	3.32	3.15	3.02	2.91	2.82	2.75	2.69	2.59	2.51	2.40	2.32	2.22	2.14	2.08	2.00	1.97	1.90	1.86	1.84
40	4.08	3.23	2.84	2.61	2.45	2.34	2.25	2.18	2.12	2.07	2.04	2.00	1.95	1.90	1.84	1.79	1.74	1.69	1.66	1.61	1.59	1.55	1.53	1.51
	7.31	5.18	4.31	3.83	3.51	3.29	3.12	2.99	2.88	2.80	2.73	2.66	2.56	2.49	2.37	2.29	2.20	2.11	2.05	1.97	1.94	1.88	1.84	1.81
42	4.07	3.22	2.83	2.59	2.44	2.32	2.24	2.17	2.11	2.06	2.02	1.99	1.94	1.89	1.82	1.78	1.73	1.68	1.64	1.60	1.57	1.54	1.51	1.49
	7.27	5.15	4.29	3.80	3.49	3.26	3.10	2.96	2.86	2.77	2.70	2.64	2.54	2.46	2.35	2.26	2.17	2.08	2.02	1.94	1.91	1.85	1.80	1.78
44	4.06	3.21	2.82	2.58	2.43	2.31	2.23	2.16	2.10	2.05	2.01	1.98	1.92	1.88	1.81	1.76	1.72	1.66	1.63	1.58	1.56	1.52	1.50	1.48
	7.24	5.12	4.26	3.78	3.46	3.24	3.07	2.94	2.84	2.75	2.66	2.62	2.52	2.44	2.32	2.24	2.15	2.06	2.00	1.92	1.88	1.82	1.78	1.75
46	4.05	3.20	2.81	2.57	2.42	2.30	2.22	2.14	2.09	2.04	2.00	1.97	1.91	1.87	1.80	1.75	1.71	1.65	1.62	1.57	1.54	1.51	1.48	1.46
	7.21	5.10	4.24	3.76	3.44	3.22	3.05	2.92	2.82	2.73	2.66	2.60	2.50	2.42	2.30	2.22	2.13	2.04	1.98	1.90	1.86	1.80	1.76	1.72
48	4.04	3.19	2.80	2.56	2.41	2.30	2.21	2.14	2.08	2.03	1.99	1.96	1.90	1.86	1.79	1.74	1.70	1.64	1.61	1.56	1.53	1.50	1.47	1.45
	7.19	5.08	4.22	3.74	3.42	3.20	3.04	2.90	2.80	2.71	2.64	2.58	2.48	2.40	2.28	2.20	2.11	2.02	1.96	1.88	1.84	1.78	1.73	1.70

تابع الملحق (٣:٢)

DEGREES OF FREEDOM: DENOMINATOR	DEGREES OF FREEDOM: NUMERATOR																						
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	14	16	20	24	30	40	50	75	100	200	500
50	4.03	3.18	2.79	2.56	2.40	2.29	2.20	2.13	2.07	2.02	1.98	1.95	1.90	1.85	1.78	1.74	1.69	1.63	1.60	1.55	1.52	1.48	1.46
	7.17	5.06	4.20	3.72	3.41	3.18	3.02	2.88	2.78	2.70	2.62	2.56	2.46	2.39	2.26	2.18	2.10	2.00	1.94	1.86	1.82	1.76	1.71
55	4.02	3.17	2.78	2.54	2.38	2.27	2.18	2.11	2.05	2.00	1.97	1.93	1.88	1.83	1.76	1.72	1.67	1.61	1.58	1.52	1.50	1.46	1.43
	7.12	5.01	4.16	3.68	3.37	3.15	2.98	2.85	2.75	2.66	2.59	2.53	2.43	2.35	2.23	2.15	2.06	1.96	1.90	1.82	1.78	1.71	1.66
60	4.00	3.15	2.76	2.52	2.37	2.25	2.17	2.10	2.04	1.99	1.95	1.92	1.86	1.81	1.75	1.70	1.65	1.59	1.56	1.50	1.48	1.44	1.41
	7.08	4.98	4.13	3.65	3.34	3.12	2.95	2.82	2.72	2.63	2.56	2.50	2.40	2.32	2.20	2.12	2.03	1.93	1.87	1.79	1.74	1.68	1.63
65	3.99	3.14	2.75	2.51	2.36	2.24	2.15	2.08	2.02	1.98	1.94	1.90	1.85	1.80	1.73	1.68	1.63	1.57	1.54	1.49	1.46	1.42	1.39
	7.04	4.95	4.10	3.62	3.31	3.09	2.93	2.79	2.70	2.61	2.54	2.47	2.37	2.30	2.18	2.09	2.00	1.90	1.84	1.76	1.71	1.64	1.60
70	3.98	3.13	2.74	2.50	2.35	2.23	2.14	2.07	2.01	1.97	1.93	1.89	1.84	1.79	1.72	1.67	1.62	1.56	1.53	1.47	1.45	1.40	1.37
	7.01	4.92	4.08	3.60	3.29	3.07	2.91	2.77	2.67	2.59	2.51	2.45	2.35	2.28	2.15	2.07	1.98	1.88	1.82	1.74	1.69	1.62	1.56
80	3.96	3.11	2.72	2.48	2.33	2.21	2.12	2.05	1.99	1.95	1.91	1.88	1.82	1.77	1.70	1.65	1.60	1.54	1.51	1.45	1.42	1.38	1.35
	6.96	4.88	4.04	3.56	3.25	3.04	2.87	2.74	2.64	2.55	2.48	2.41	2.32	2.24	2.11	2.03	1.94	1.84	1.78	1.70	1.65	1.57	1.52
100	3.94	3.09	2.70	2.46	2.30	2.19	2.10	2.03	1.97	1.92	1.88	1.85	1.79	1.75	1.68	1.63	1.57	1.51	1.48	1.42	1.39	1.34	1.30
	6.90	4.82	3.98	3.51	3.20	2.99	2.82	2.69	2.59	2.51	2.43	2.36	2.26	2.19	2.06	1.98	1.89	1.79	1.73	1.64	1.59	1.51	1.46
125	3.92	3.07	2.68	2.44	2.29	2.17	2.08	2.01	1.95	1.90	1.86	1.83	1.77	1.72	1.65	1.60	1.55	1.49	1.45	1.39	1.36	1.31	1.27
	6.84	4.78	3.94	3.47	3.17	2.95	2.79	2.65	2.56	2.47	2.40	2.33	2.23	2.15	2.03	1.94	1.85	1.75	1.68	1.59	1.54	1.46	1.40
150	3.91	3.06	2.67	2.43	2.27	2.16	2.07	2.00	1.94	1.89	1.85	1.82	1.76	1.71	1.64	1.59	1.54	1.47	1.44	1.37	1.34	1.29	1.25
	6.81	4.75	3.91	3.44	3.14	2.92	2.76	2.62	2.53	2.44	2.37	2.30	2.20	2.12	2.00	1.91	1.83	1.72	1.66	1.56	1.51	1.43	1.37
200	3.89	3.04	2.65	2.41	2.26	2.14	2.05	1.98	1.92	1.87	1.83	1.80	1.74	1.69	1.62	1.57	1.52	1.45	1.42	1.35	1.32	1.26	1.22
	6.76	4.71	3.88	3.41	3.11	2.90	2.73	2.60	2.50	2.41	2.34	2.28	2.17	2.09	1.97	1.88	1.79	1.69	1.62	1.53	1.48	1.39	1.33
400	3.86	3.02	2.62	2.39	2.23	2.12	2.03	1.96	1.90	1.85	1.81	1.78	1.72	1.67	1.60	1.54	1.49	1.42	1.38	1.32	1.28	1.22	1.16
	6.70	4.66	3.83	3.36	3.06	2.85	2.69	2.55	2.46	2.37	2.29	2.23	2.12	2.04	1.92	1.84	1.74	1.64	1.57	1.47	1.42	1.32	1.24
1000	3.85	3.00	2.61	2.38	2.22	2.10	2.02	1.95	1.89	1.84	1.80	1.76	1.70	1.65	1.58	1.53	1.47	1.41	1.36	1.30	1.26	1.19	1.13
	6.66	4.62	3.80	3.34	3.04	2.82	2.66	2.53	2.43	2.34	2.26	2.20	2.09	2.01	1.89	1.81	1.71	1.61	1.54	1.44	1.38	1.28	1.19
∞	3.84	2.99	2.60	2.37	2.21	2.09	2.01	1.94	1.88	1.83	1.79	1.75	1.69	1.64	1.57	1.52	1.46	1.40	1.35	1.28	1.24	1.17	1.11
	6.64	4.60	3.78	3.32	3.02	2.80	2.64	2.51	2.41	2.32	2.24	2.18	2.07	1.99	1.87	1.79	1.69	1.59	1.52	1.41	1.36	1.25	1.15

الملحق (٤ : ١)   جدول توزيع ولكوكسون للعينات المستقلة .

CRITICAL LOWER-TAIL VALUES OF W_S FOR RANK-SUM TEST FOR TWO INDEPENDENT SAMPLES ($N_1 \leq N_2$)

	$N_1 = 1$							$N_1 = 2$							
N_2	.001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\overline{W}$	.001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\overline{W}$	N_2
2							4						—	10	2
3							5						3	12	3
4							6					—	3	14	4
5							7					3	4	16	5
6							8					3	4	18	6
7							9				—	3	4	20	7
8						—	10				3	4	5	22	8
9						1	11				3	4	5	24	9
10						1	12				3	4	6	26	10
11						1	13				3	4	6	28	11
12						1	14			—	4	5	7	30	12
13						1	15			3	4	5	7	32	13
14						1	16			3	4	6	8	34	14
15						1	17			3	4	6	8	36	15
16						1	18			3	4	6	8	38	16
17						1	19			3	5	6	9	40	17
18					—	1	20		—	3	5	7	9	42	18
19					1	2	21		3	4	5	7	10	44	19
20					1	2	22		3	4	5	7	10	46	20
21					1	2	23		3	4	6	8	11	48	21
22					1	2	24		3	4	6	8	11	50	22
23					1	2	25		3	4	6	8	12	52	23
24					1	2	26		3	4	6	9	12	54	24
25	—	—	—	—	1	2	27	—	3	4	6	9	12	56	25

	$N_1 = 3$							$N_1 = 4$							
N_2	.001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\overline{W}$	.001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\overline{W}$	N_2
3					6	7	21								
4				—	6	7	24			—	10	11	13	36	4
5				6	7	8	27		—	10	11	12	14	40	5
6			—	7	8	9	30		10	11	12	13	15	44	6
7			6	7	8	10	33		10	11	13	14	16	48	7
8		—	6	8	9	11	36		11	12	14	15	17	52	8
9		6	7	8	10	11	39	—	11	13	14	16	19	56	9
10		6	7	9	10	12	42	10	12	13	15	17	20	60	10
11		6	7	9	11	13	45	10	12	14	16	18	21	64	11
12		7	8	10	11	14	48	10	13	15	17	19	22	68	12
13		7	8	10	12	15	51	11	13	15	18	20	23	72	13
14		7	8	11	13	16	54	11	14	16	19	21	25	76	14
15		8	9	11	13	16	57	11	15	17	20	22	26	80	15

تابع الملحق (٤ : ١)

N_2	$N_1 = 3$							$N_1 = 4$							N_2
	.001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\bar{W}$	.001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\bar{W}$	
16	—	8	9	12	14	17	60	12	15	17	21	24	27	84	16
17	6	8	10	12	15	18	63	12	16	18	21	25	28	88	17
18	6	8	10	13	15	19	66	13	16	19	22	26	30	92	18
19	6	9	10	13	16	20	69	13	17	19	23	27	31	96	19
20	6	9	11	14	17	21	72	13	18	20	24	28	32	100	20
21	7	9	11	14	17	21	75	14	18	21	25	29	33	104	21
22	7	10	12	15	18	22	78	14	19	21	26	30	35	108	22
23	7	10	12	15	19	23	81	14	19	22	27	31	36	112	23
24	7	10	12	16	19	24	84	15	20	23	27	32	38	116	24
25	7	11	13	16	20	25	87	15	20	23	28	33	38	120	25

N_2	$N_1 = 5$							$N_1 = 6$							N_2
	.001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\bar{W}$	.001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\bar{W}$	
5		15	16	17	19	20	55								
6		16	17	18	20	22	60	—	23	24	26	28	30	78	6
7	—	16	18	20	21	23	65	21	24	25	27	29	32	84	7
8	15	17	19	21	23	25	70	22	25	27	29	31	34	90	8
9	16	18	20	22	24	27	75	23	26	28	31	33	36	96	9
10	16	19	21	23	26	28	80	24	27	29	32	35	38	102	10
11	17	20	22	24	27	30	85	25	28	30	34	37	40	108	11
12	17	21	23	26	28	32	90	25	30	32	35	38	42	114	12
13	18	22	24	27	30	33	95	26	31	33	37	40	44	120	13
14	18	22	25	28	31	35	100	27	32	34	38	42	46	126	14
15	19	23	26	29	33	37	105	28	33	36	40	44	48	132	15
16	20	24	27	30	34	38	110	29	34	37	42	46	50	138	16
17	20	25	28	32	35	40	115	30	36	39	43	47	52	144	17
18	21	26	29	33	37	42	120	31	37	40	45	49	55	150	18
19	22	27	30	34	38	43	125	32	38	41	46	51	57	156	19
20	22	28	31	35	40	45	130	33	39	43	48	53	59	162	20
21	23	29	32	37	41	47	135	33	40	44	50	55	61	168	21
22	23	29	33	38	43	48	140	34	42	45	51	57	63	174	22
23	24	30	34	39	44	50	145	35	43	47	53	58	65	180	23
24	25	31	35	40	45	51	150	36	44	48	54	60	67	186	24
25	25	32	36	42	47	53	155	37	45	50	56	62	69	192	25

تابع الملحق (٤ : ١)

N_2	$N_1 = 7$ .001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\overline{W}$	$N_1 = 8$ .001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\overline{W}$	N_2
7	29	32	34	36	39	41	105								
8	30	34	35	38	41	44	112	40	43	45	49	51	55	136	8
9	31	35	37	40	43	46	119	41	45	47	51	54	58	144	9
10	33	37	39	42	45	49	126	42	47	49	53	56	60	152	10
11	34	38	40	44	47	51	133	44	49	51	55	59	63	160	11
12	35	40	42	46	49	54	140	45	51	53	58	62	66	168	12
13	36	41	44	48	52	56	147	47	53	56	60	64	69	176	13
14	37	43	45	50	54	59	154	48	54	58	62	67	72	184	14
15	38	44	47	52	56	61	161	50	56	60	65	69	75	192	15
16	39	46	49	54	58	64	168	51	58	62	67	72	78	200	16
17	41	47	51	56	61	66	175	53	60	64	70	75	81	208	17
18	42	49	52	58	63	69	182	54	62	66	72	77	84	216	18
19	43	50	54	60	65	71	189	56	64	68	74	80	87	224	19
20	44	52	56	62	67	74	196	57	66	70	77	83	90	232	20
21	46	53	58	64	69	76	203	59	68	72	79	85	92	240	21
22	47	55	59	66	72	79	210	60	70	74	81	88	95	248	22
23	48	57	61	68	74	81	217	62	71	76	84	90	98	256	23
24	49	58	63	70	75	84	224	64	73	78	86	93	101	264	24
25	50	60	64	72	78	86	231	65	75	81	89	96	104	272	25

N_2	$N_1 = 9$ .001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\overline{W}$	$N_1 = 10$ .001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\overline{W}$	N_2
9	52	56	59	62	66	70	171								
10	53	58	61	65	69	73	180	65	71	74	78	82	87	210	10
11	55	61	63	68	72	76	189	67	73	77	81	86	91	220	11
12	57	63	66	71	75	80	198	69	76	79	84	89	94	230	12
13	59	65	68	73	78	83	207	72	79	82	88	92	98	240	13
14	60	67	71	76	81	86	216	74	81	85	91	96	102	250	14
15	62	69	73	79	84	90	225	76	84	88	94	99	106	260	15
16	64	72	76	82	87	93	234	78	86	91	97	103	109	270	16
17	66	74	78	84	90	97	243	80	89	93	100	106	113	280	17
18	68	76	81	87	93	100	252	82	92	96	103	110	117	290	18
19	70	78	83	90	96	103	261	84	94	99	107	113	121	300	19
20	71	81	85	93	99	107	270	87	97	102	110	117	125	310	20
21	73	83	88	95	102	110	279	89	99	105	113	120	128	320	21
22	75	85	90	98	105	113	288	91	102	108	116	123	132	330	22
23	77	88	93	101	108	117	297	93	105	110	119	127	136	340	23
24	79	90	95	104	111	120	306	95	107	113	122	130	140	350	24
25	81	92	98	107	114	123	315	98	110	116	126	134	144	360	25

تابع الملحق (٤ : ١)

N_2	$N_1 = 11$ .001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\overline{W}$	$N_1 = 12$ .001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\overline{W}$	N_2
11	81	87	91	96	100	106	253								
12	83	90	94	99	104	110	264	98	105	109	115	120	127	300	12
13	86	93	97	103	108	114	275	101	109	113	119	125	131	312	13
14	88	96	100	106	112	118	286	103	112	116	123	129	136	324	14
15	90	99	103	110	116	123	297	106	115	120	127	133	141	336	15
16	93	102	107	113	120	127	308	109	119	124	131	138	145	348	16
17	95	105	110	117	123	131	319	112	122	127	135	142	150	360	17
18	98	108	113	121	127	135	330	115	125	131	139	146	155	372	18
19	100	111	116	124	131	139	341	118	129	134	143	150	159	384	19
20	103	114	119	128	135	144	352	120	132	138	147	155	164	396	20
21	106	117	123	131	139	148	363	123	136	142	151	159	169	408	21
22	108	120	126	135	143	152	374	126	139	145	155	163	173	420	22
23	111	123	129	139	147	156	385	129	142	149	159	168	178	432	23
24	113	126	132	142	151	161	396	132	146	153	163	172	183	444	24
25	116	129	136	146	155	165	407	135	149	156	167	176	187	456	25

N_2	$N_1 = 13$ .001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\overline{W}$	$N_1 = 14$ .001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\overline{W}$	N_2
13	117	125	130	136	142	149	351								
14	120	129	134	141	147	154	364	137	147	152	160	166	174	406	14
15	123	133	138	145	152	159	377	141	151	156	164	171	179	420	15
16	126	136	142	150	156	165	390	144	155	161	169	176	185	434	16
17	129	140	146	154	161	170	403	148	159	165	174	182	190	448	17
18	133	144	150	158	166	175	416	151	163	170	179	187	196	462	18
19	136	148	154	163	171	180	429	155	168	174	183	192	202	476	19
20	139	151	158	167	175	185	442	159	172	178	188	197	207	490	20
21	142	155	162	171	180	190	455	162	176	183	193	202	213	504	21
22	145	159	166	176	185	195	468	166	180	187	198	207	218	518	22
23	149	163	170	180	189	200	481	169	184	192	203	212	224	532	23
24	152	166	174	185	194	205	494	173	188	196	207	218	229	546	24
25	155	170	178	189	199	211	507	177	192	200	212	223	235	560	25

N_2	$N_1 = 15$ .001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\overline{W}$	$N_1 = 16$ .001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\overline{W}$	N_2
15	160	171	176	184	192	200	465								
16	163	175	181	190	197	206	480	184	196	202	211	219	229	528	16
17	167	180	186	195	203	212	495	188	201	207	217	225	235	544	17
18	171	184	190	200	208	218	510	192	206	212	222	231	242	560	18
19	175	189	195	205	214	224	525	196	210	218	228	237	248	576	19
20	179	193	200	210	220	230	540	201	215	223	234	243	255	592	20
21	183	198	205	216	225	236	555	205	220	228	239	249	261	608	21
22	187	202	210	221	231	242	570	209	225	233	245	255	267	624	22
23	191	207	214	226	236	248	585	214	230	238	251	261	274	640	23
24	195	211	219	231	242	254	600	218	235	244	256	267	280	656	24
25	199	216	224	237	248	260	615	222	240	249	262	273	287	672	25

تابع الملحق(٤:١)

	$N_1 = 17$							$N_1 = 18$							
N_2	.001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\overline{W}$	.001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\overline{W}$	N_2
17	210	223	230	240	249	259	595								
18	214	228	235	246	255	266	612	237	252	259	270	280	291	666	18
19	219	234	241	252	262	273	629	242	258	265	277	287	299	684	19
20	223	239	246	258	268	280	646	247	263	271	283	294	306	702	20
21	228	244	252	264	274	287	663	252	269	277	290	301	313	720	21
22	233	249	258	270	281	294	680	257	275	283	296	307	321	738	22
23	238	255	263	276	287	300	697	262	280	289	303	314	328	756	23
24	242	260	269	282	294	307	714	267	286	295	309	321	335	774	24
25	247	265	275	288	300	314	731	273	292	301	316	328	343	792	25

	$N_1 = 19$							$N_1 = 20$							
N_2	.001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\overline{W}$	.001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\overline{W}$	N_2
19	267	283	291	303	313	325	741								
20	272	289	297	309	320	333	760	298	315	324	337	348	361	820	20
21	277	295	303	316	328	341	779	304	322	331	344	356	370	840	21
22	283	301	310	323	335	349	798	309	328	337	351	364	378	860	22
23	288	307	316	330	342	357	817	315	335	344	359	371	386	880	23
24	294	313	323	337	350	364	836	321	341	351	366	379	394	900	24
25	299	319	329	344	357	372	855	327	348	358	373	387	403	920	25

	$N_1 = 21$							$N_1 = 22$							
N_2	.001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\overline{W}$	.001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\overline{W}$	N_2
21	331	349	359	373	385	399	903								
22	337	356	366	381	393	408	924	365	386	396	411	424	439	990	22
23	343	363	373	388	401	417	945	372	393	403	419	432	448	1012	23
24	349	370	381	396	410	425	966	379	400	411	427	441	457	1034	24
25	356	377	388	404	418	434	987	385	408	419	435	450	467	1056	25

	$N_1 = 23$							$N_1 = 24$							
N_2	.001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\overline{W}$	.001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\overline{W}$	N_2
23	402	424	434	451	465	481	1081								
24	409	431	443	459	474	491	1104	440	464	475	492	507	525	1176	24
25	416	439	451	468	483	500	1127	448	472	484	501	517	535	1200	25

	$N_1 = 25$						
N_2	.001	.005	.010	.025	.05	.10	$2\overline{W}$
25	480	505	517	536	552	570	1275

الملحق (٤ : ٢) جدول توزيع مان و وتني .

tical Values of the Mann-Whitney U-Statistic. If $U_{calc} \leq U_{table}$, reject H_0. An asterisk (*) indicates that decision about H_0 can be made at the given level of significance. $p = 0.05$ $p = 0.01$

n_2																	
4	0	1	2	3	4	4	5	6	7	8	9	10	11	11	12	13	13
	*	*	0	0	1	1	2	2	3	3	4	5	5	6	6	7	8
5	1	2	3	5	6	7	8	9	11	12	13	14	15	17	18	19	20
	*	0	1	1	2	3	4	5	6	7	7	8	9	10	11	12	13
6	2	3	5	6	8	10	11	13	14	16	17	19	21	22	24	25	27
	0	1	2	3	4	5	6	7	9	10	11	12	13	15	16	17	18
7	3	5	6	8	10	12	14	16	18	20	22	24	26	28	30	32	34
	0	1	3	4	6	7	9	10	12	13	15	16	18	19	21	22	24
8	4	6	8	10	13	15	17	19	22	24	26	29	31	34	36	38	41
	1	2	4	6	7	9	11	13	15	17	18	20	22	24	26	28	30
9	4	7	10	12	15	17	20	23	26	28	31	34	37	39	42	45	48
	1	3	5	7	9	11	13	16	18	20	22	24	27	29	31	33	36
10	5	8	11	14	17	20	23	26	29	33	36	39	42	45	48	52	55
	2	4	6	9	11	13	16	18	21	24	26	29	31	43	37	39	42
11	6	9	13	16	19	23	26	30	33	37	40	44	47	51	55	58	62
	2	5	7	10	13	16	18	21	24	27	30	33	36	39	42	45	48
12	7	11	14	18	22	26	29	33	37	41	45	49	53	57	61	65	69
	3	6	9	12	15	18	21	24	27	31	34	37	41	44	47	51	54
13	8	12	16	20	24	28	33	37	41	45	50	54	59	63	67	72	76
	3	7	10	13	17	20	24	27	31	34	38	42	45	49	53	56	60
14	9	13	17	22	26	31	36	40	45	50	55	59	64	67	74	78	83
	4	7	11	15	18	22	26	30	34	38	42	46	50	54	58	63	67
15	10	14	19	24	29	34	39	44	49	54	59	64	70	75	80	85	90
	5	8	12	16	20	24	29	33	37	42	46	51	55	60	64	69	73
16	11	15	21	26	31	37	42	47	53	59	64	70	75	81	86	92	98
	5	9	13	18	22	27	31	36	41	45	50	55	60	65	70	74	79
17	11	17	22	28	34	39	45	51	57	63	67	75	81	87	93	99	105
	6	10	15	19	24	29	34	39	44	49	54	60	65	70	75	81	86
18	12	18	24	30	36	42	48	55	61	67	74	80	86	93	99	106	112
	6	11	16	21	26	31	37	42	47	53	58	64	70	75	81	87	92
19	13	19	25	32	38	45	52	58	65	72	78	85	92	99	106	113	119
	7	12	17	22	28	33	39	45	51	56	63	69	74	81	87	93	99
20	13	20	27	34	41	48	55	62	69	76	83	90	98	105	112	119	127
	8	13	18	24	30	36	42	48	54	60	67	73	79	86	92	99	105

الملحق (٤ : ٣) جدول توزيع ولكوكسون للعينات المترابطة أو المعتمدة

CRITICAL LOWER-TAIL VALUES OF T (AND THEIR ASSOCIATED PROBABILITIES) FOR WILCOXON'S MATCHED-PAIRS SIGNED-RANKS TEST

	Nominal α (One-Tailed)							
	.05		.025		.01		.005	
N	T	α	T	α	T	α	T	α
5	0	.0313						
	1	.0625						
6	2	.0469	0	.0156				
	3	.0781	1	.0313				
7	3	.0391	2	.0234	0	.0078		
	4	.0547	3	.0391	1	.0156		
8	5	.0391	3	.0195	1	.0078	0	.0039
	6	.0547	4	.0273	2	.0117	1	.0078
9	8	.0488	5	.0195	3	.0098	1	.0039
	9	.0645	6	.0273	4	.0137	2	.0059
10	10	.0420	8	.0244	5	.0098	3	.0049
	11	.0527	9	.0322	6	.0137	4	.0068
11	13	.0415	10	.0210	7	.0093	5	.0049
	14	.0508	11	.0269	8	.0122	6	.0068
12	17	.0461	13	.0212	9	.0081	7	.0046
	18	.0549	14	.0261	10	.0105	8	.0061
13	21	.0471	17	.0239	12	.0085	9	.0040
	22	.0549	18	.0287	13	.0107	10	.0052
14	25	.0453	21	.0247	15	.0083	12	.0043
	26	.0520	22	.0290	16	.0101	13	.0054
15	30	.0473	25	.0240	19	.0090	15	.0042
	31	.0535	26	.0277	20	.0108	16	.0051
16	35	.0467	29	.0222	23	.0091	19	.0046
	36	.0523	30	.0253	24	.0107	20	.0055
17	41	.0492	34	.0224	27	.0087	23	.0047
	42	.0544	35	.0253	28	.0101	24	.0055
18	47	.0494	40	.0241	32	.0091	27	.0045
	48	.0542	41	.0269	33	.0104	28	.0052
19	53	.0478	46	.0247	37	.0090	32	.0047
	54	.0521	47	.0273	38	.0102	33	.0054
20	60	.0487	52	.0242	43	.0096	37	.0047
	61	.0527	53	.0266	44	.0107	38	.0053
21	67	.0479	58	.0230	49	.0097	42	.0045
	68	.0516	59	.0251	50	.0108	43	.0051

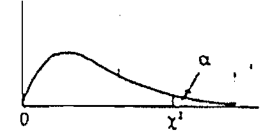
تابع. الملحق (٤ : ٣)

	Nominal α (One-Tailed)							
	.05		.025		.01		.005	
N	T	α	T	α	T	α	T	α
22	75	.0492	65	.0231	55	.0095	48	.0046
	76	.0527	66	.0250	56	.0104	49	.0052
23	83	.0490	73	.0242	62	.0098	54	.0046
	84	.0523	74	.0261	63	.0107	55	.0051
24	91	.0475	81	.0245	69	.0097	61	.0048
	92	.0505	82	.0263	70	.0106	62	.0053
25	100	.0479	89	.0241	76	.0094	68	.0048
	101	.0507	90	.0258	77	.0101	69	.0053
26	110	.0497	98	.0247	84	.0095	75	.0047
	111	.0524	99	.0263	85	.0102	76	.0051
27	119	.0477	107	.0246	92	.0093	83	.0048
	120	.0502	108	.0260	93	.0100	84	.0052
28	130	.0496	116	.0239	101	.0096	91	.0048
	131	.0521	117	.0252	102	.0102	92	.0051
29	140	.0482	126	.0240	110	.0095	100	.0049
	141	.0504	127	.0253	111	.0101	101	.0053
30	151	.0481	137	.0249	120	.0098	109	.0050
	152	.0502	138	.0261	121	.0104	110	.0053
31	163	.0491	147	.0239	130	.0099	118	.0049
	164	.0512	148	.0251	131	.0105	119	.0052
32	175	.0492	159	.0249	140	.0097	128	.0050
	176	.0512	160	.0260	141	.0103	129	.0053
33	187	.0485	170	.0242	151	.0099	138	.0049
	188	.0503	171	.0253	152	.0104	139	.0052
34	200	.0488	182	.0242	162	.0098	148	.0048
	201	.0506	183	.0252	163	.0103	149	.0051
35	213	.0484	195	.0247	173	.0096	159	.0048
	214	.0501	196	.0257	174	.0100	160	.0051
36	227	.0489	208	.0248	185	.0096	171	.0050
	228	.0505	209	.0258	186	.0100	172	.0052
37	241	.0487	221	.0245	198	.0099	182	.0048
	242	.0503	222	.0254	199	.0103	183	.0050

تابع الملحق (٤ : ٣)

N	Nominal α (One-Tailed)							
	.05		.025		.01		.005	
	T	α	T	α	T	α	T	α
38	256 257	.0493 .0509	235 236	.0247 .0256	211 212	.0099 .0104	194 195	.0048 .0050
39	271 272	.0492 .0507	249 250	.0246 .0254	224 225	.0099 .0103	207 208	.0049 .0051
40	286 287	.0486 .0500	264 265	.0249 .0257	238 239	.0100 .0104	220 221	.0049 .0051
41	302 303	.0488 .0501	279 280	.0248 .0256	252 253	.0100 .0103	233 234	.0048 .0050
42	319 320	.0496 .0509	294 295	.0245 .0252	266 267	.0098 .0102	247 248	.0049 .0051
43	336 337	.0498 .0511	310 311	.0245 .0252	281 282	.0098 .0102	261 262	.0048 .0050
44	353 354	.0495 .0507	327 328	.0250 .0257	296 297	.0097 .0101	276 277	.0049 .0051
45	371 372	.0498 .0510	343 344	.0244 .0251	312 313	.0098 .0101	291 292	.0049 .0051
46	389 390	.0497 .0508	361 362	.0249 .0256	328 329	.0098 .0101	307 308	.0050 .0052
47	407 408	.0490 .0501	378 379	.0245 .0251	345 346	.0099 .0102	322 323	.0048 .0050
48	426 427	.0490 .0500	396 397	.0244 .0251	362 363	.0099 .0102	339 340	.0050 .0051
49	446 447	.0495 .0505	415 416	.0247 .0253	379 380	.0098 .0100	355 356	.0049 .0050
50	466 467	.0495 .0506	434 435	.0247 .0253	397 398	.0098 .0101	373 374	.0050 .0051

الملحق (٤ : ٤)   جدول توزيع كاي٢.



df	.995	.990	.975	.950	.900	.750	.500	.250	.100	.050	.025	.010	.005
1	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.10	0.45	1.32	2.71	3.84	5.02	6.63	7.88
2	0.01	0.02	0.05	0.10	0.21	0.58	1.39	2.77	4.61	5.99	7.38	9.21	10.60
3	0.07	0.11	0.22	0.35	0.53	1.21	2.37	4.11	6.25	7.82	9.35	11.35	12.84
4	0.21	0.30	0.48	0.71	1.06	1.92	3.36	5.39	7.78	9.49	11.14	13.28	14.86
5	0.41	0.55	0.83	1.15	1.61	2.67	4.35	6.63	9.24	11.07	12.83	15.09	16.75
6	0.68	0.87	1.24	1.64	2.20	3.45	5.35	7.84	10.64	12.59	14.45	16.81	18.55
7	0.99	1.24	1.69	2.17	2.83	4.25	6.35	9.04	12.02	14.07	16.01	18.48	20.28
8	1.34	1.65	2.18	2.73	3.49	5.07	7.34	10.22	13.36	15.51	17.54	20.09	21.96
9	1.73	2.09	2.70	3.33	4.17	5.90	8.34	11.39	14.68	16.92	19.02	21.66	23.59
10	2.15	2.56	3.25	3.94	4.87	6.74	9.34	12.55	15.99	18.31	20.48	23.21	25.19
11	2.60	3.05	3.82	4.57	5.58	7.58	10.34	13.70	17.28	19.68	21.92	24.72	26.75
12	3.07	3.57	4.40	5.23	6.30	8.44	11.34	14.85	18.55	21.03	23.34	26.21	28.30
13	3.56	4.11	5.01	5.89	7.04	9.30	12.34	15.98	19.81	22.36	24.74	27.69	29.82
14	4.07	4.66	5.63	6.57	7.79	10.17	13.34	17.12	21.06	23.69	26.12	29.14	31.31
15	4.60	5.23	6.26	7.26	8.55	11.04	14.34	18.25	22.31	25.00	27.49	30.58	32.80
16	5.14	5.81	6.91	7.96	9.31	11.91	15.34	19.37	23.54	26.30	28.85	32.00	34.27
17	5.70	6.41	7.56	8.67	10.09	12.79	16.34	20.49	24.77	27.59	30.19	33.41	35.72
18	6.26	7.01	8.23	9.39	10.86	13.68	17.34	21.60	25.99	28.87	31.53	34.81	37.15
19	6.84	7.63	8.91	10.12	11.65	14.56	18.34	22.72	27.20	30.14	32.85	36.19	38.58
20	7.43	8.26	9.59	10.85	12.44	15.45	19.34	23.83	28.41	31.41	34.17	37.56	40.00
21	8.03	8.90	10.28	11.59	13.24	16.34	20.34	24.93	29.62	32.67	35.48	38.93	41.40
22	8.64	9.54	10.98	12.34	14.04	17.24	21.34	26.04	30.81	33.93	36.78	40.29	42.80
23	9.26	10.19	11.69	13.09	14.85	18.14	22.34	27.14	32.01	35.17	38.08	41.64	44.18
24	9.88	10.86	12.40	13.85	15.66	19.04	23.34	28.24	33.20	36.42	39.37	42.98	45.56
25	10.52	11.52	13.12	14.61	16.47	19.94	24.34	29.34	34.38	37.65	40.65	44.32	46.93
26	11.16	12.20	13.84	15.38	17.29	20.84	25.34	30.43	35.56	38.89	41.92	45.64	48.29
27	11.80	12.88	14.57	16.15	18.11	21.75	26.34	31.53	36.74	40.11	43.20	46.96	49.64
28	12.46	13.56	15.31	16.93	18.94	22.66	27.34	32.62	37.92	41.34	44.46	48.28	50.99
29	13.12	14.26	16.05	17.71	19.77	23.57	28.34	33.71	39.09	42.56	45.72	49.59	52.34
30	13.78	14.95	16.79	18.49	20.60	24.48	29.34	34.80	40.26	43.77	46.98	50.89	53.67
40	20.67	22.14	24.42	26.51	29.06	33.67	39.34	45.61	51.80	55.75	59.34	63.71	66.80
50	27.96	29.68	32.35	34.76	37.69	42.95	49.34	56.33	63.16	67.50	71.42	76.17	79.52
60	35.50	37.46	40.47	43.19	46.46	52.30	59.34	66.98	74.39	79.08	83.30	88.40	91.98
70	43.25	45.42	48.75	51.74	55.33	61.70	69.34	77.57	85.52	90.53	95.03	100.44	104.24
80	51.14	53.52	57.15	60.39	64.28	71.15	79.34	88.13	96.57	101.88	106.63	112.34	116.35
90	59.17	61.74	65.64	69.13	73.29	80.63	89.33	98.65	107.56	113.14	118.14	124.13	128.32
100	67.30	70.05	74.22	77.93	82.36	90.14	99.33	109.14	118.49	124.34	129.56	135.82	140.19

الملحق (٦:١) القيم الحرجة لاختبار المقارنات المتعددة لبونفروني

$\alpha = .05$

	Number of Comparisons								
df	2	3	4	5	6	7	8	9	10
5	3.16	3.53	3.81	4.03	4.22	4.38	4.53	4.66	4.77
6	2.97	3.29	3.52	3.71	3.86	4.00	4.12	4.22	4.32
7	2.84	3.13	3.34	3.50	3.64	3.75	3.86	3.95	4.03
8	2.75	3.02	3.21	3.36	3.48	3.58	3.68	3.76	3.83
9	2.69	2.93	3.11	3.25	3.36	3.46	3.55	3.62	3.69
10	2.63	2.87	3.04	3.17	3.28	3.37	3.45	3.52	3.58
11	2.59	2.82	2.98	3.11	3.21	3.29	3.37	3.44	3.50
12	2.56	2.78	2.93	3.05	3.15	3.24	3.31	3.37	3.43
13	2.53	2.75	2.90	3.01	3.11	3.19	3.26	3.32	3.37
14	2.51	2.72	2.86	2.98	3.07	3.15	3.21	3.27	3.33
15	2.49	2.69	2.84	2.95	3.04	3.11	3.18	3.23	3.29
16	2.47	2.67	2.81	2.92	3.01	3.08	3.15	3.20	3.25
17	2.46	2.65	2.79	2.90	2.98	3.06	3.12	3.17	3.22
18	2.45	2.64	2.77	2.88	2.96	3.03	3.09	3.15	3.20
19	2.43	2.63	2.76	2.86	2.94	3.01	3.07	3.13	3.17
20	2.42	2.61	2.74	2.85	2.93	3.00	3.06	3.11	3.15
21	2.41	2.60	2.73	2.83	2.91	2.98	3.04	3.09	3.14
22	2.41	2.59	2.72	2.82	2.90	2.97	3.02	3.07	3.12
23	2.40	2.58	2.71	2.81	2.89	2.95	3.01	3.06	3.10
24	2.39	2.57	2.70	2.80	2.88	2.94	3.00	3.05	3.09
25	2.38	2.57	2.69	2.79	2.86	2.93	2.99	3.03	3.08
30	2.36	2.54	2.66	2.75	2.82	2.89	2.94	2.99	3.03
40	2.33	2.50	2.62	2.70	2.78	2.84	2.89	2.93	2.97
50	2.31	2.48	2.59	2.68	2.75	2.81	2.85	2.90	2.94
75	2.29	2.45	2.56	2.64	2.71	2.77	2.81	2.86	2.89
100	2.28	2.43	2.54	2.63	2.69	2.75	2.79	2.83	2.87
∞	2.24	2.39	2.50	2.58	2.64	2.69	2.73	2.77	2.81

تابع الملحق (١:٦)

df	Number of Comparisons								
	15	20	25	30	35	40	45	50	55
5	5.25	5.60	5.89	6.14	6.35	6.54	6.71	6.87	7.01
6	4.70	4.98	5.21	5.40	5.56	5.71	5.84	5.96	6.07
7	4.36	4.59	4.79	4.94	5.08	5.20	5.31	5.41	5.50
8	4.12	4.33	4.50	4.64	4.76	4.86	4.96	5.04	5.12
9	3.95	4.15	4.30	4.42	4.53	4.62	4.71	4.78	4.85
10	3.83	4.00	4.14	4.26	4.36	4.44	4.52	4.59	4.65
11	3.73	3.89	4.02	4.13	4.22	4.30	4.37	4.44	4.49
12	3.65	3.81	3.93	4.03	4.12	4.19	4.26	4.32	4.37
13	3.58	3.73	3.85	3.95	4.03	4.10	4.16	4.22	4.27
14	3.53	3.67	3.79	3.88	3.96	4.03	4.09	4.14	4.19
15	3.48	3.62	3.73	3.82	3.90	3.96	4.02	4.07	4.12
16	3.44	3.58	3.69	3.77	3.85	3.91	3.96	4.01	4.06
17	3.41	3.54	3.65	3.73	3.80	3.86	3.92	3.97	4.01
18	3.38	3.51	3.61	3.69	3.76	3.82	3.87	3.92	3.96
19	3.35	3.48	3.58	3.66	3.73	3.79	3.84	3.88	3.93
20	3.33	3.46	3.55	3.63	3.70	3.75	3.80	3.85	3.89
21	3.31	3.43	3.53	3.60	3.67	3.73	3.78	3.82	3.86
22	3.29	3.41	3.50	3.58	3.64	3.70	3.75	3.79	3.83
23	3.27	3.39	3.48	3.56	3.62	3.68	3.72	3.77	3.81
24	3.26	3.38	3.47	3.54	3.60	3.66	3.70	3.75	3.78
25	3.24	3.36	3.45	3.52	3.58	3.64	3.68	3.73	3.76
30	3.19	3.30	3.39	3.45	3.51	3.56	3.61	3.65	3.68
40	3.12	3.23	3.31	3.37	3.43	3.47	3.51	3.55	3.58
50	3.08	3.18	3.26	3.32	3.38	3.42	3.46	3.50	3.53
75	3.03	3.13	3.20	3.26	3.31	3.35	3.39	3.43	3.45
100	3.01	3.10	3.17	3.23	3.28	3.32	3.36	3.39	3.42
∞	2.94	3.02	3.09	3.14	3.19	3.23	3.26	3.29	3.32

تابع الملحق (٦:١)

α =

df	2	3	4	5	6	7	8	9	10
	Number of Comparisons								
5	4.77	5.25	5.60	5.89	6.14	6.35	6.54	6.71	6.87
6	4.32	4.70	4.98	5.21	5.40	5.56	5.71	5.84	5.96
7	4.03	4.36	4.59	4.79	4.94	5.08	5.20	5.31	5.41
8	3.83	4.12	4.33	4.50	4.64	4.76	4.86	4.96	5.04
9	3.69	3.95	4.15	4.30	4.42	4.53	4.62	4.71	4.78
10	3.58	3.83	4.00	4.14	4.26	4.36	4.44	4.52	4.59
11	3.50	3.73	3.89	4.02	4.13	4.22	4.30	4.37	4.44
12	3.43	3.65	3.81	3.93	4.03	4.12	4.19	4.26	4.32
13	3.37	3.58	3.73	3.85	3.95	4.03	4.10	4.16	4.22
14	3.33	3.53	3.67	3.79	3.88	3.96	4.03	4.09	4.14
15	3.29	3.48	3.62	3.73	3.82	3.90	3.96	4.02	4.07
16	3.25	3.44	3.58	3.69	3.77	3.85	3.91	3.96	4.01
17	3.22	3.41	3.54	3.65	3.73	3.80	3.86	3.92	3.97
18	3.20	3.38	3.51	3.61	3.69	3.76	3.82	3.87	3.92
19	3.17	3.35	3.48	3.58	3.66	3.73	3.79	3.84	3.88
20	3.15	3.33	3.46	3.55	3.63	3.70	3.75	3.80	3.85
21	3.14	3.31	3.43	3.53	3.60	3.67	3.73	3.78	3.82
22	3.12	3.29	3.41	3.50	3.58	3.64	3.70	3.75	3.79
23	3.10	3.27	3.39	3.48	3.56	3.62	3.68	3.72	3.77
24	3.09	3.26	3.38	3.47	3.54	3.60	3.66	3.70	3.75
25	3.08	3.24	3.36	3.45	3.52	3.58	3.64	3.68	3.73
30	3.03	3.19	3.30	3.39	3.45	3.51	3.56	3.61	3.65
40	2.97	3.12	3.23	3.31	3.37	3.43	3.47	3.51	3.55
50	2.94	3.08	3.18	3.26	3.32	3.38	3.42	3.46	3.50
75	2.89	3.03	3.13	3.20	3.26	3.31	3.35	3.39	3.43
100	2.87	3.01	3.10	3.17	3.23	3.28	3.32	3.36	3.39
∞	2.81	2.94	3.02	3.09	3.14	3.19	3.23	3.26	3.29

تابع الملحق (٦:١)

df	Number of Comparisons								
	15	20	25	30	35	40	45	50	55
5	7.50	7.98	8.36	8.69	8.98	9.24	9.47	9.68	9.87
6	6.43	6.79	7.07	7.31	7.52	7.71	7.87	8.02	8.16
7	5.80	6.08	6.31	6.50	6.67	6.81	6.94	7.06	7.17
8	5.37	5.62	5.81	5.97	6.11	6.23	6.34	6.44	6.53
9	5.08	5.29	5.46	5.60	5.72	5.83	5.92	6.01	6.09
10	4.85	5.05	5.20	5.33	5.44	5.53	5.62	5.69	5.76
11	4.68	4.86	5.00	5.12	5.22	5.31	5.38	5.45	5.52
12	4.55	4.72	4.85	4.96	5.05	5.13	5.20	5.26	5.32
13	4.44	4.60	4.72	4.82	4.91	4.98	5.05	5.11	5.17
14	4.35	4.50	4.62	4.71	4.79	4.87	4.93	4.99	5.04
15	4.27	4.42	4.53	4.62	4.70	4.77	4.83	4.88	4.93
16	4.21	4.35	4.45	4.54	4.62	4.68	4.74	4.79	4.84
17	4.15	4.29	4.39	4.47	4.55	4.61	4.66	4.71	4.76
18	4.10	4.23	4.33	4.42	4.49	4.55	4.60	4.65	4.69
19	4.06	4.19	4.28	4.36	4.43	4.49	4.54	4.59	4.63
20	4.02	4.15	4.24	4.32	4.39	4.44	4.49	4.54	4.58
21	3.99	4.11	4.20	4.28	4.34	4.40	4.45	4.49	4.53
22	3.96	4.08	4.17	4.24	4.31	4.36	4.41	4.45	4.49
23	3.93	4.05	4.14	4.21	4.27	4.33	4.37	4.42	4.45
24	3.91	4.02	4.11	4.18	4.24	4.29	4.34	4.38	4.42
25	3.88	4.00	4.08	4.15	4.21	4.27	4.31	4.35	4.39
30	3.80	3.90	3.98	4.05	4.11	4.15	4.20	4.23	4.27
40	3.69	3.79	3.86	3.92	3.98	4.02	4.06	4.09	4.13
50	3.63	3.72	3.79	3.85	3.90	3.94	3.98	4.01	4.04
75	3.55	3.64	3.71	3.76	3.81	3.85	3.88	3.91	3.94
100	3.51	3.60	3.66	3.72	3.76	3.80	3.83	3.86	3.89
∞	3.40	3.48	3.54	3.59	3.63	3.66	3.69	3.72	3.74

الملحق (٦:٢) جدول توزيع مدى احصاءة (ت)

CRITICAL VALUES OF THE STUDENTIZED RANGE STATISTIC (q)

$\alpha = .05$

	r = Number of Steps Between Ordered Means													
Error df	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
1	17.97	26.98	32.82	37.08	40.41	43.12	45.40	47.36	49.07	50.59	51.96	53.20	54.33	55.36
2	6.08	8.33	9.80	10.88	11.74	12.44	13.03	13.54	13.99	14.39	14.75	15.08	15.38	15.65
3	4.50	5.91	6.82	7.50	8.04	8.48	8.85	9.18	9.46	9.72	9.95	10.15	10.35	10.53
4	3.93	5.04	5.76	6.29	6.71	7.05	7.35	7.60	7.33	8.03	8.21	8.37	8.52	8.66
5	3.64	4.60	5.22	5.67	6.03	6.33	6.58	6.80	7.00	7.17	7.32	7.47	7.60	7.72
6	3.46	4.34	4.90	5.31	5.63	5.90	6.12	6.32	6.49	6.65	6.79	6.92	7.03	7.14
7	3.34	4.16	4.68	5.06	5.36	5.61	5.82	6.00	6.16	6.30	6.43	6.55	6.66	6.76
8	3.26	4.04	4.53	4.89	5.17	5.40	5.60	5.77	5.92	6.05	6.18	6.29	6.39	6.48
9	3.20	3.95	4.42	4.76	5.02	5.24	5.43	5.60	5.74	5.87	5.98	6.09	6.19	6.28
10	3.15	3.88	4.33	4.65	4.91	5.12	5.30	5.46	5.60	5.72	5.83	5.94	6.03	6.11
11	3.11	3.82	4.26	4.57	4.82	5.03	5.20	5.35	5.49	5.60	5.71	5.81	5.90	5.98
12	3.08	3.77	4.20	4.51	4.75	4.95	5.12	5.26	5.40	5.51	5.62	5.71	5.79	5.88
13	3.06	3.74	4.15	4.45	4.69	4.88	5.05	5.19	5.32	5.43	5.53	5.63	5.71	5.79
14	3.03	3.70	4.11	4.41	4.64	4.83	4.99	5.13	5.25	5.36	5.46	5.55	5.64	5.71
15	3.01	3.67	4.08	4.37	4.60	4.78	4.94	5.08	5.20	5.31	5.40	5.49	5.57	5.65
16	3.00	3.65	4.05	4.33	4.56	4.74	4.90	5.03	5.15	5.26	5.35	5.44	5.52	5.59
17	2.98	3.63	4.02	4.30	4.52	4.70	4.86	4.99	5.11	5.21	5.31	5.39	5.47	5.54
18	2.97	3.61	4.00	4.28	4.50	4.67	4.82	4.96	5.07	5.17	5.27	5.35	5.43	5.50
19	2.96	3.59	3.98	4.25	4.47	4.64	4.79	4.92	5.04	5.14	5.23	5.32	5.39	5.46
20	2.95	3.58	3.96	4.23	4.44	4.62	4.77	4.90	5.01	5.11	5.20	5.28	5.36	5.43
24	2.92	3.53	3.90	4.17	4.37	4.54	4.68	4.81	4.92	5.01	5.10	5.18	5.25	5.32
30	2.89	3.49	3.84	4.10	4.30	4.46	4.60	4.72	4.82	4.92	5.00	5.08	5.15	5.21
40	2.86	3.44	3.79	4.04	4.23	4.39	4.52	4.64	4.74	4.82	4.90	4.98	5.04	5.11
60	2.83	3.40	3.74	3.98	4.16	4.31	4.44	4.55	4.65	4.73	4.81	4.88	4.94	5.00
120	2.80	3.36	3.69	3.92	4.10	4.24	4.36	4.47	4.56	4.64	4.71	4.78	4.84	4.90
∞	2.77	3.31	3.63	3.86	4.03	4.17	4.29	4.39	4.47	4.55	4.62	4.68	4.74	4.80

تابع الملحق (٦:٢)

α =

Error df	r = Number of Steps Between Ordered Means													
	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
1	90.03	135.0	164.3	185.6	202.2	215.8	227.2	237.0	245.6	253.2	260.0	266.2	271.8	277.0
2	14.04	19.02	22.29	24.72	26.63	28.20	29.53	30.68	31.69	32.59	33.40	34.13	34.81	35.43
3	8.26	10.62	12.17	13.33	14.24	15.00	15.64	16.20	16.69	17.13	17.53	17.89	18.22	18.52
4	6.51	8.12	9.17	9.96	10.58	11.10	11.55	11.93	12.27	12.57	12.84	13.09	13.32	13.53
5	5.70	6.98	7.80	8.42	8.91	9.32	9.67	9.97	10.24	10.48	10.70	10.89	11.08	11.24
6	5.24	6.33	7.03	7.56	7.97	8.32	8.62	8.87	9.10	9.30	9.48	9.65	9.81	9.95
7	4.95	5.92	6.54	7.00	7.37	7.68	7.94	8.17	8.37	8.55	8.71	8.86	9.00	9.12
8	4.75	5.64	6.20	6.62	6.96	7.24	7.47	7.68	7.86	8.03	8.18	8.31	8.44	8.55
9	4.60	5.43	5.96	6.35	6.66	6.92	7.13	7.32	7.50	7.65	7.78	7.91	8.02	8.13
10	4.48	5.27	5.77	6.14	6.43	6.67	6.88	7.06	7.21	7.36	7.48	7.60	7.71	7.81
11	4.39	5.15	5.62	5.97	6.25	6.48	6.67	6.84	6.99	7.13	7.25	7.36	7.46	7.56
12	4.32	5.05	5.50	5.84	6.10	6.32	6.51	6.67	6.81	6.94	7.06	7.17	7.26	7.36
13	4.26	4.96	5.40	5.73	5.98	6.19	6.37	6.53	6.67	6.79	6.90	7.01	7.10	7.19
14	4.21	4.90	5.32	5.63	5.88	6.08	6.26	6.41	6.54	6.66	6.77	6.87	6.96	7.05
15	4.17	4.84	5.25	5.56	5.80	5.99	6.15	6.31	6.44	6.56	6.66	6.76	6.84	6.93
16	4.13	4.79	5.19	5.49	5.72	5.92	6.08	6.22	6.35	6.46	6.56	6.66	6.74	6.82
17	4.10	4.74	5.14	5.43	5.66	5.85	6.01	6.15	6.27	6.38	6.48	6.57	6.66	6.73
18	4.07	4.70	5.09	5.38	5.60	5.79	5.94	6.08	6.20	6.31	6.41	6.50	6.58	6.66
19	4.05	4.67	5.05	5.33	5.55	5.74	5.89	6.02	6.14	6.25	6.34	6.43	6.51	6.58
20	4.02	4.64	5.02	5.29	5.51	5.69	5.84	5.97	6.09	6.19	6.28	6.37	6.45	6.52
24	3.96	4.55	4.91	5.17	5.37	5.54	5.69	5.81	5.92	6.02	6.11	6.19	6.26	6.33
30	3.89	4.46	4.80	5.05	5.24	5.40	5.54	5.65	5.76	5.85	5.93	6.01	6.08	6.14
40	3.82	4.37	4.70	4.93	5.11	5.26	5.39	5.50	5.60	5.69	5.76	5.84	5.90	5.96
60	3.76	4.28	4.60	4.82	4.99	5.13	5.25	5.36	5.45	5.53	5.60	5.67	5.73	5.78
120	3.70	4.20	4.50	4.71	4.87	5.0	5.12	5.21	5.30	5.38	5.44	5.51	5.56	5.61
∞	3.64	4.12	4.40	4.60	4.76	4.88	4.99	5.08	5.16	5.23	5.29	5.35	5.40	5.45

الملحق (٦ : ٣) جدول توزيع دونت .

Dunnett's Test: Distribution of t Statistic in Comparing Several Treatment Means with One Control*

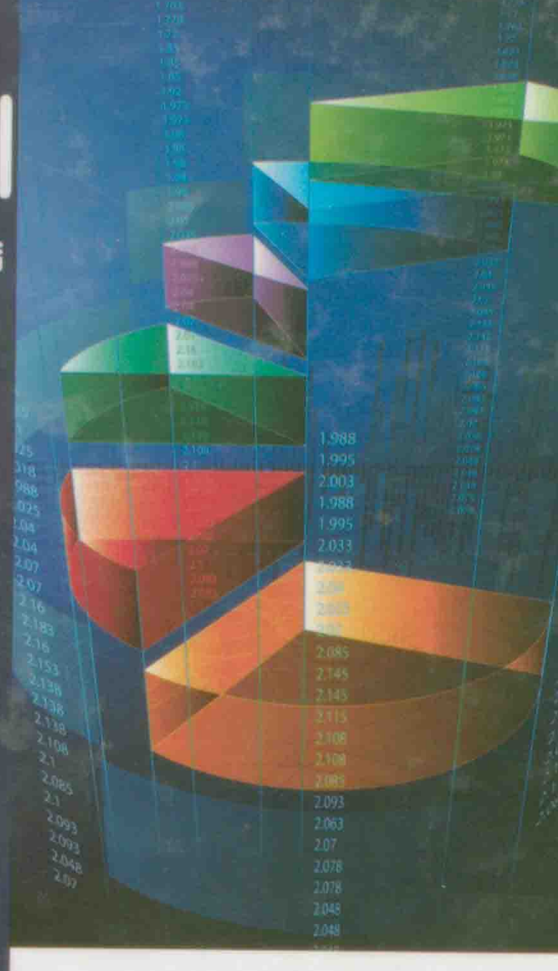
df for s_w^2	$1-\alpha$	k − NUMBER OF MEANS (INCLUDING CONTROL)								
		2	3	4	5	6	7	8	9	10
5	.95	2.02	2.44	2.68	2.85	2.98	3.08	3.16	3.24	3.03
	.975	2.57	3.03	3.29	3.48	3.62	3.73	3.82	3.90	3.97
	.99	3.36	3.90	4.21	4.43	4.60	4.73	4.85	4.94	5.03
	.995	4.03	4.63	4.98	5.22	5.41	5.56	5.69	5.80	5.89
6	.95	1.94	2.34	2.56	2.71	2.83	2.92	3.00	3.07	3.12
	.975	2.45	2.86	3.10	3.26	3.39	3.49	3.57	3.64	3.71
	.99	3.14	3.61	3.88	4.07	4.21	4.33	4.43	4.51	4.59
	.995	3.71	4.21	4.51	4.71	4.87	5.00	5.10	5.20	5.28
7	.95	1.89	2.27	2.48	2.62	2.73	2.82	2.89	2.95	3.01
	.975	2.36	2.75	2.97	3.12	3.24	3.33	3.41	3.47	3.53
	.99	3.00	3.42	3.66	3.83	3.96	4.07	4.15	4.23	4.30
	.995	3.50	3.95	4.21	4.39	4.53	4.64	4.74	4.82	4.89
8	.95	1.86	2.22	2.42	2.55	2.66	2.74	2.81	2.87	2.92
	.975	2.31	2.67	2.88	3.02	3.13	3.22	3.29	3.35	3.41
	.99	2.90	3.29	3.51	3.67	3.79	3.88	3.96	4.03	4.09
	.995	3.36	3.77	4.00	4.17	4.29	4.40	4.48	4.56	4.62
9	.95	1.83	2.18	2.37	2.50	2.60	2.68	2.75	2.81	2.86
	.975	2.26	2.61	2.81	2.95	3.05	3.14	3.20	3.26	3.32
	.99	2.28	3.19	3.40	3.55	3.66	3.75	3.82	3.89	3.94
	.995	3.25	3.63	3.85	4.01	4.12	4.22	4.30	4.37	4.43
10	.95	1.81	2.15	2.34	2.47	2.56	2.64	2.70	2.76	2.81
	.975	2.23	2.57	2.76	2.89	2.99	3.07	3.14	3.19	3.24
	.99	2.76	3.11	3.31	3.45	3.56	3.64	3.71	3.78	3.83
	.995	3.17	3.53	3.74	3.88	3.99	4.08	4.16	4.22	4.28
11	.95	1.80	2.13	2.31	2.44	2.53	2.60	2.67	2.72	2.77
	.975	2.20	2.53	2.72	2.84	2.94	3.02	3.08	3.14	3.19
	.99	2.72	3.06	3.25	3.38	3.48	3.56	3.63	3.69	3.74
	.995	3.11	3.45	3.65	3.79	3.89	3.98	4.05	4.11	4.16
12	.95	1.78	2.11	2.29	2.41	2.50	2.58	2.64	2.69	2.74
	.975	2.18	2.50	2.68	2.81	2.90	2.98	3.04	3.09	3.14
	.99	2.68	3.01	3.19	3.32	3.42	3.50	3.56	3.62	3.67
	.995	3.05	3.39	3.58	3.71	3.81	3.89	3.96	4.02	4.07
13	.95	1.77	2.09	2.27	2.39	2.48	2.55	2.61	2.66	2.71
	.975	2.16	2.48	2.65	2.78	2.87	2.94	3.00	3.06	3.10
	.99	2.65	2.97	3.15	3.27	3.37	3.44	3.51	3.56	3.61
	.995	3.01	3.33	3.52	3.65	3.74	3.82	3.89	3.94	3.99
14	.95	1.76	2.08	2.25	2.37	2.46	2.53	2.59	2.64	2.69
	.975	2.14	2.46	2.63	2.75	2.84	2.91	2.97	3.02	3.07
	.99	2.62	2.94	3.11	3.23	3.32	3.40	3.46	3.51	3.56
	.995	2.98	3.29	3.47	3.59	3.69	3.76	3.83	3.88	3.93

تابع الملحق (٦:٣)

df for S^2_e	$1-\alpha$	k – NUMBER OF MEANS (INCLUDING CONTROL)								
		2	3	4	5	6	7	8	9	10
16	.95	1.75	2.06	2.23	2.34	2.43	2.50	2.56	2.61	2.65
	.975	2.12	2.42	2.59	2.71	2.80	2.87	2.92	2.97	3.02
	.99	2.58	2.88	3.05	3.17	3.26	3.33	3.39	3.44	3.48
	.995	2.92	3.22	3.39	3.51	3.60	3.67	3.73	3.78	3.83
18	.95	1.73	2.04	2.21	2.32	2.41	2.48	2.53	2.58	2.62
	.975	2.10	2.40	2.56	2.68	2.76	2.83	2.89	2.94	2.98
	.99	2.55	2.84	3.01	3.12	3.21	3.27	3.33	3.38	3.42
	.995	2.88	3.17	3.33	3.44	3.53	3.60	3.66	3.71	3.75
20	.95	1.72	2.03	2.19	2.30	2.39	2.46	2.51	2.56	2.60
	.975	2.09	2.38	2.54	2.65	2.73	2.80	2.86	2.90	2.95
	.99	2.53	2.81	2.97	3.08	3.17	3.23	3.29	3.34	3.38
	.995	2.85	3.13	3.29	3.40	3.48	3.55	3.60	3.65	3.69
24	.95	1.71	2.01	2.17	2.28	2.36	2.43	2.48	2.53	2.57
	.975	2.06	2.35	2.51	2.61	2.70	2.76	2.81	2.86	2.90
	.99	2.49	2.77	2.92	3.03	3.11	3.17	3.22	3.27	3.31
	.995	2.80	3.07	3.22	3.32	3.40	3.47	3.52	3.57	3.61
30	.95	1.70	1.99	2.15	2.25	2.33	2.40	2.45	2.50	2.54
	.975	2.04	2.32	2.47	2.58	2.66	2.72	2.77	2.82	2.86
	.99	2.46	2.72	2.87	2.97	3.05	3.11	3.16	3.21	3.24
	.995	2.75	3.01	3.15	3.25	3.33	3.39	3.44	3.49	3.52
40	.95	1.68	1.97	2.13	2.23	2.31	2.37	2.42	2.47	2.51
	.975	2.02	2.29	2.44	2.54	2.62	2.68	2.73	2.77	2.81
	.99	2.42	2.68	2.82	2.92	2.99	3.05	3.10	3.14	3.18
	.995	2.70	2.95	3.09	3.19	3.26	3.32	3.37	3.41	3.44
60	.95	1.67	1.95	2.10	2.21	2.28	2.35	2.39	2.44	2.48
	.975	2.00	2.27	2.41	2.51	2.58	2.64	2.69	2.73	2.77
	.99	2.39	2.64	2.78	2.87	2.94	3.00	3.04	3.08	3.12
	.995	2.66	2.90	3.03	3.12	3.19	3.25	3.29	3.33	3.37
120	.95	1.66	1.93	2.08	2.18	2.26	2.32	2.37	2.41	2.45
	.975	1.98	2.24	2.38	2.47	2.55	2.60	2.65	2.69	2.73
	.99	2.36	2.60	2.73	2.82	2.89	2.94	2.99	3.03	3.06
	.995	2.62	2.85	2.97	3.06	3.12	3.18	3.22	3.26	3.29
∞	.95	1.64	1.92	2.06	2.16	2.23	2.29	2.34	2.38	2.42
	.975	1.96	2.21	2.35	2.44	2.51	2.57	2.61	2.65	2.69
	.99	2.33	2.56	2.68	2.77	2.84	2.89	2.93	2.97	3.00
	.995	2.58	2.79	2.92	3.00	3.06	3.11	3.15	3.19	3.22

الملحق (٦ : ٤) المعاملات أو الأوزان للمقارنات المستقلة متعدده الجوانب

No. of Groups a	Polynomial	j= 1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
3	Linear	-1	0	1							
	Quadratic	1/2	-1	1/2							
4	Linear	-1	-1/3	1/3	1						
	Quadratic	1	-1	-1	1						
	Cubic	-1/3	1	-1	1/3						
5	Linear	-1	-1/2	0	1/2	1					
	Quadratic	1	-1/2	-1	-1/2	1					
	Cubic	-1/2	1	0	-1	1/2					
	Quartic	1/6	-4/6	1	-4/6	1/6					
6	Linear	-1	-3/5	-1/5	1/5	3/5	1				
	Quadratic	1	-1/5	-4/5	-4/5	-1/5	1				
	Cubic	-5/7	1	4/7	-4/7	-1	5/7				
	Quartic	1/3	-1	2/3	2/3	-1	1/3				
7	Linear	-1	-2/3	-1/3	0	1/3	2/3	1			
	Quadratic	1	0	-3/5	-4/5	-3/5	0	1			
	Cubic	-1	1	1	0	-1	-1	1			
	Quartic	3/7	-1	1/7	6/7	1/7	-1	3/7			
8	Linear	-1	-5/7	-3/7	-1/7	1/7	3/7	5/7	1		
	Quadratic	1	1/7	-3/7	-5/7	-5/7	-3/7	1/7	1		
	Cubic	-1	5/7	1	3/7	-3/7	-1	-5/7	1		
	Quartic	7/13	-1	-3/13	9/13	9/13	-3/13	-1	7/13		
9	Linear	-1	-3/4	-2/4	-1/4	0	1/4	2/4	3/4	1	
	Quadratic	1	7/28	-8/28	-17/28	-20/28	-17/28	-8/28	7/28	1	
	Cubic	-1	7/14	13/14	9/14	0	-9/14	-13/14	-7/14	1	
	Quartic	14/21	-1	-11/21	9/21	18/21	9/21	-11/21	-1	14/21	
10	Linear	-1	-7/9	-5/9	-3/9	-1/9	1/9	3/9	5/9	7/9	1
	Quadratic	1	2/6	-1/6	-3/6	-4/6	-4/6	-3/6	-1/6	2/6	1
	Cubic	-1	14/42	35/42	31/42	12/42	-12/42	-31/42	-35/42	-14/42	1
	Quartic	18/22	-1	-17/22	3/22	18/22	18/22	3/22	-17/22	-1	18/22



الإحصاء التربوي

تطبيقات باستخدام الرزم الإحصائية للعلوم الاجتماعية



دار
المسيرة
للنشر والتوزيع والطباعة
www.massira.jo



Yaman